

PRESIÓN SOBRE LOS PRECIOS EN LAS REVISIONES DEL ÍNDICE IBEX35

J. Carlos Gómez Sala y Jorge Yzaguirre*

WP-EC 2000-22

Correspondencia a J.C. Gómez: Universidad de Alicante, Dpto. de Economía, Financiera, Contabilidad y Marketing, Apdo. Correos, 99. 03080 Alicante. Tel.: 34 96 590 93 09 / Fax: 34 96 590 36 21 / email: gsala@ua.es.

Editor: Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas

Primera Edición Enero 2001

Depósito Legal: V-165-2001

Los documentos de trabajo del IVIE ofrecen un avance de los resultados de las investigaciones económicas en curso, con objeto de generar un proceso de discusión previo a su remisión a las revistas científicas.

* J.C. Gómez Sala: Universidad de Alicante y J. Yzaguirre: Sociedad de Bolsas.

PRESIÓN SOBRE LOS PRECIOS EN LAS REVISIONES DEL ÍNDICE IBEX35

J. Carlos Gómez y Jorge Yzaguirre

RESUMEN

Este trabajo analiza el efecto de las redefiniciones del índice Ibex35 en los precios y la actividad de negociación de las acciones incluidas y excluidas. La muestra utilizada está formada por 26 entradas y 22 salidas estables en el periodo enero 1991-diciembre 1998. Los resultados obtenidos demuestran que las revisiones del Ibex35 provocan una importante reacción positiva (negativa) en el precio de las acciones que entran (salen), fundamentalmente en el día siguiente al anuncio de la medida y en la fecha anterior a la recomposición efectiva del indicador. Las rentabilidades anormales positivas (negativas) generadas no están relacionadas con información acerca de las perspectivas futuras de las empresas afectadas ni con medidas de cambio de liquidez. Con posterioridad al cambio efectivo los precios experimentan un proceso de reversión parcial (completo) a sus niveles previos en las entradas (salidas). En conjunto, la evidencia obtenida apoya la hipótesis de presión sobre los precios como explicación de los efectos provocados por las revisiones en la composición del Ibex35.

Palabras Clave: Revisión de índices, efectos precio y volumen, presión sobre los precios.

ABSTRACT

This paper examines the effect of the Ibex35 index revisions on the price and trading activity of a sample of 26 additions and 22 deletions during the period January 1991-December 1998. The results shows that Ibex35 revisions' raise (reduce) the price of the additions (deletions) especially in the day after the announcement and in the date before the effective change. The positive (negative) generated abnormal returns are neither related with information about future perspectives of the affected firms nor with changes in liquidity variables. After the effective date, the prices experiment a partial (complete) reversion to its initial level in the additions (deletions). Overall, the evidence obtained supports the price pressure hypothesis as an explanation of the effect in the Ibex35 revisions.

Keywords: Stock index revisions, price and volume effect, price pressure.

JEL Classification: G12, G14

1. Introducción

Las sociedades de bolsas y determinadas empresas de servicios financieros crean y mantienen índices bursátiles con el objetivo de representar el comportamiento de un mercado de capitales en su conjunto y, en algunos casos, servir de subyacente a distintos instrumentos financieros derivados¹. La administración de los índices requiere la revisión periódica de su composición a fin de mantener la representatividad o cumplir ciertos requisitos de actividad mínima de negociación de los activos. En general, las redefiniciones efectuadas consisten en la sustitución de unas acciones por otras. En circunstancias excepcionales se realizan otro tipo de ajustes que afectan sólo al método de ponderación sin modificar la lista de activos que lo integran.

Normalmente la decisión de redefinición la adopta un comité designado por el gestor del índice, utilizando, con un cierto margen de discrecionalidad, criterios públicamente conocidos a fin de seleccionar las acciones candidatas a entrar o salir en cada revisión. Para las empresas emisoras de las acciones cotizadas, que no intervienen en el proceso, la decisión es exógena. La forma concreta en que se realiza la redefinición, su frecuencia, así como los criterios utilizados, varían entre índices y mercados.

Los índices bursátiles son la base de diferentes estrategias de negociación, tanto pasivas como activas, y su rentabilidad sirve de referencia en la gestión de carteras. Las redefiniciones son especialmente importantes para los inversores institucionales cuyas carteras replican la composición del índice, dado que esta decisión les obliga a reajustarlas, comprando o vendiendo los activos afectados a fin de minimizar el error de “tracking”. Las estrategias activas, como el arbitraje de índices o la cobertura, combinan posiciones en los mercados de contado y de derivados con el objetivo de explotar las diferencias relativas de precios, en el primer caso, o de eliminar las consecuencias negativas de una evolución desfavorable de los mismos, en el segundo. Asimismo esta decisión interesa a las propias empresas emisoras de las acciones ya que aumenta la cobertura de los medios y de los analistas, incrementando el nivel de información. Como resultado los cambios en los índices pueden modificar los flujos de capital, atrayendo inversores y recursos financieros a los activos entrantes, ocurriendo lo contrario con los títulos que abandonan el indicador.

¹ Por ejemplo, la empresa Standard and Poor's mantiene los índices que llevan su nombre. La editora del Wall Street Journal es la responsable del Dow Jones Industrial Average, la de Financial Times gestiona los índices FT, etc. En Francia y España son las sociedades de bolsas las que administran los índices CAC40 e Ibex35.

La evidencia empírica previa ha detectado que las redefiniciones de los índices influyen de forma significativa en el precio y la actividad de negociación de las acciones afectadas. Estos resultados se han tratado de explicar desde distintos puntos de vista. La hipótesis de presión sobre los precios sostiene que se trata de un simple efecto temporal provocado por el comportamiento de los fondos de inversión, que tienden a concentrar sus compras o ventas alrededor del cambio efectivo del índice (Harris y Gurel, 1986). Otras tres hipótesis predicen efectos permanentes. La hipótesis de sustitutos imperfectos, planteada por Shleifer (1986), asocia el efecto precio a la existencia de curvas de demanda de pendiente negativa. De esta forma la reducción en la oferta de las acciones incluidas, debida a la inmovilización de parte de los títulos en circulación en las carteras de los inversores institucionales, lleva el precio a un nuevo nivel de equilibrio. Jain (1987) y Dhillon y Johnson (1991), consideran que los cambios en los flujos de capital, provocados por las redefiniciones de los índices, pueden representar la respuesta racional a nueva información acerca de las perspectivas futuras de las empresas. Las consecuencias observadas en los reajustes, se atribuyen también a revisiones en las expectativas de los inversores acerca de la liquidez futura de los activos que induciría un cambio persistente en el nivel de precios (Hedge y McDermott, 2000). Algunos autores, sin embargo, sugieren que el comportamiento observado en los precios y el volumen de negociación no se puede explicar sólo por uno de estos argumentos. En este sentido, Lynch y Mendenhall (1997) consideran que la presión sobre los precios explica el comportamiento a corto plazo, alrededor de las fechas de anuncio y cambio efectivo, en tanto que los cambios de oferta explicarían el comportamiento posterior, a largo plazo.

La decisión de redefinición de los índices bursátiles está relacionada con la literatura financiera que analiza la elasticidad de las curvas de demanda (Kandel, Sarig y Wohl, 1999) y con aquella otra que asocia la cantidad de fondos invertidos con el nivel de precios de los activos financieros (Gompers y Lerner, 2000).

El objetivo de este trabajo consiste en analizar los efectos de las redefiniciones del índice Ibex35 del mercado de capitales español en los precios y la actividad de negociación de las acciones que se incorporan y abandonan este indicador. El análisis de la decisión de revisión del Ibex35 es particularmente relevante, dado que tiene peculiaridades que la diferencian de las realizadas en otros índices y mercados, en particular en el S&P500 del mercado norteamericano. Las diferencias fundamentales provienen de las propias características del Ibex35, de su proceso de revisión, del peso de las estrategias de negociación basadas en el índice en la actividad de negociación del mercado y de la importancia de las carteras institucionales de renta variable en la inversión total.

En este trabajo se analizan los efectos a corto plazo de la decisión de recomposición del índice en el mes de la redefinición, período marcado por la intervención de los arbitrajistas y el reajuste de carteras de los fondos indexados, así como los efectos en los meses posteriores, una vez que ha cesado la actividad de estos dos tipos de inversores.

Los resultados obtenidos en el análisis del mes de la redefinición, permiten afirmar que la decisión afecta al precio de las acciones incorporadas o excluidas fundamentalmente en dos fechas: el día siguiente al anuncio y el día anterior a la sustitución efectiva de las acciones. En este periodo se observa un comportamiento simétrico con incrementos de precio en las entradas y bajadas en las salidas. Se advierte también que los precios anticipan parcialmente el reajuste siguiendo una trayectoria ascendente en las incorporaciones y descendente en las exclusiones, antes incluso del anuncio. Este resultado indica que la política de redefinición del Ibex35 permite a los inversores seguir estrategias de inversión rentables basadas en información pública, en clara contraposición a la hipótesis de eficiencia del mercado de valores. El movimiento de los precios va acompañado de un cambio significativo de la demanda aproximado por el volumen anormal. El tamaño medio observado de las transacciones en el mes de la revisión permite atribuir a los fondos de inversión el volumen anormal detectado el día anterior al cambio efectivo, pero no el del resto de los días, que podría deberse a la negociación de los arbitrajistas.

Con posterioridad al mes de la redefinición se observa que, el primer día del semestre siguiente o fecha de cambio efectivo, los precios cambian de sentido en un movimiento que dura aproximadamente diez días. Después, se detecta un claro comportamiento asimétrico en los precios de las altas y las bajas. Concretamente, el precio de las acciones entrantes sigue una trayectoria con varios cambios de dirección, en tanto que el precio de las salientes no continua descendiendo, sino que prácticamente recupera los niveles anteriores al cambio. Nuestros resultados muestran igualmente que tanto en las altas como en las bajas, el volumen y el spread proporcional no cambian significativamente tras el mes de la recomposición. Asimismo, se rechaza que las rentabilidades anormales generadas a lo largo del mes de la redefinición estén relacionadas con medidas de cambio de liquidez. En conjunto nuestra evidencia es consistente con la existencia de presión sobre los precios.

El resto del trabajo se organiza de la forma siguiente. En la sección segunda se detallan las características de los procesos de revisión de los índices bursátiles con especial atención al Ibex35. En el apartado tercero se explican los criterios utilizados para seleccionar la muestra de contraste y los datos utilizados. En la sección cuarta se

analiza el efecto de las revisiones sobre el precio de las acciones incluidas y excluidas alrededor de la fecha del anuncio. El apartado quinto se dedica a examinar los efectos de la decisión de redefinición sobre el valor efectivo negociado, el tamaño medio de las transacciones y la horquilla relativa de precios en torno a las fechas de anuncio y cambio efectivo. En la sección sexta se examinan los efectos posteriores a la redefinición, después de realizado el ajuste del indicador. Finalmente, se exponen las principales conclusiones extraídas del trabajo.

2. La decisión de reajuste del índice

Los aspectos más relevantes del procedimiento de reajuste de un índice bursátil se refieren a la frecuencia con que se realiza, los criterios que se aplican y la política de comunicación seguida. La actividad del gestor del índice es también un aspecto destacable en este punto.

La periodicidad con que se realizan las redefiniciones y los criterios que la comisión responsable de la revisión aplica para seleccionar candidatos a entrar o salir, dependen en gran medida del objetivo del índice. En aquellos cuya finalidad declarada es representar la evolución de la economía, las modificaciones se realizan esporádicamente a fin de adaptar su composición a la dinámica de la estructura industrial. Los que de forma más concreta se fijan como meta servir de indicador de la evolución de los precios de un mercado de capitales, se revisan de forma regular con criterios basados fundamentalmente en la actividad de negociación. En ambos casos se realizan también modificaciones extraordinarias cuando alguna de las acciones que lo integran es excluida de la cotización por alguna razón (fusión, liquidación, etc.).

El gestor del índice, una vez que ha decidido el número e identidad de las altas y bajas, anuncia su decisión al cierre del mercado. La sustitución efectiva de las acciones se puede producir bien al día siguiente, o varios días después, en un periodo fijo o variable que puede cambiar en cada revisión².

Ex ante la incertidumbre es mayor en los índices de revisión irregular que, en aquellos otros que se revisan periódicamente. En los primeros existe incertidumbre

² El Dow Jones es una excepción, dado que el cambio de composición coincide con su publicación en el Wall Street Journal.

completa acerca de las fechas de reajuste, el número de activos afectados y su identidad. En los segundos, la incertidumbre se reduce a estos dos últimos aspectos. La inseguridad se asocia también a los criterios utilizados. Las reglas genéricas de representatividad hacen más difícil las anticipaciones que las basadas en actividad de negociación.

El mecanismo de revisión del Standard and Poor's Composite Index es un ejemplo de cómo se realiza el proceso en un índice amplio cuyo objetivo es representar la economía norteamericana. La redefinición la realiza un comité nombrado por el gestor, Standard and Poor's, que es una empresa de servicios financieros especializada en calificación de deuda, sujeto a una serie de criterios. Las revisiones tienen por objetivo mantener la representatividad y se realizan sin plazos concretos preestablecidos. El comité excluye aquellos valores que han dejado de ser representativos de su industria, o que compiten en un sector que ha perdido importancia en la economía. La baja de un activo se puede producir también por fusión, adquisición, reestructuración, escisión, quiebra o debido a dificultades financieras. Paralelamente el comité selecciona candidatos a entrar, teniendo en cuenta que estén en un sector de importancia creciente, que sean representativos de su industria, o por su capitalización, viabilidad, actividad de negociación y rotación.

A lo largo del tiempo Standard and Poor ha seguido básicamente dos políticas de comunicación distintas en relación al índice S&P500. Hasta Octubre de 1989 una política de no preanuncio, consistente en hacer pública la decisión la tarde anterior, una vez cerrado el mercado, a la realización del cambio efectivo. Con posterioridad a esta fecha se aplica una política de preanuncio, basada en la difusión anticipada de la identidad de las acciones a incluir y excluir, así como de la fecha en que se realizará el cambio efectivo. Normalmente, el pre-anuncio se realiza con cinco días de antelación.

La diferencia entre ambas políticas de comunicación es importante, especialmente para los fondos de gestión pasiva. Con la primera sólo podían negociar los activos afectados después de realizada la sustitución. Bajo la segunda política de comunicación, tienen la posibilidad de negociar antes o después de la recomposición.

2.1. *El Ibex 35*

El Ibex 35 es un índice de capitalización formado por los treinta y cinco valores más líquidos del mercado continuo de la bolsa española, cuya gestión corresponde a la Sociedad de Bolsas. Su composición está sujeta anualmente a dos revisiones ordinarias

y, de forma excepcional, a revisiones de carácter extraordinario. Las revisiones ordinarias se realizan regularmente en los meses de Junio y Diciembre, en los que se fija la composición del índice para el semestre siguiente. El Comité Asesor Técnico del Ibex35 es el órgano que decide acerca de los cambios sobre la base de unos criterios establecidos en las denominadas Reglas Técnicas para la Composición y Cálculo de los Índices de la Sociedad de Bolsas. Los criterios utilizados se refieren al volumen efectivo negociado y sus características, así como a las suspensiones significativas de la negociación. Implícitamente también se maneja el criterio de estabilidad en la composición del índice a fin de facilitar la indexación.

El proceso de redefinición comienza el primer día del mes correspondiente (día de computo, C). Los técnicos de la sociedad de Bolsas confeccionan una posible lista de candidatos a entrar y abandonar el índice, utilizando información acerca de la actividad de negociación de los activos en el semestre anterior. El Comité decide las sustituciones y las anuncia públicamente una vez cerrado el mercado (día de anuncio, A_i). La fecha de anuncio no es un día fijo del mes, sino que varía en cada revisión. La sustitución de los valores tiene lugar el primer día del mes y semestre siguiente (día de cambio efectivo, E). Con estas tres fechas el mes de la redefinición se puede dividir en dos subperiodos: el primero, al que denominaremos periodo de estudio, va desde el día de computo hasta el día de anuncio, ambos incluidos (C, A_i). El segundo, va desde el segundo día posterior al anuncio hasta el anterior al cambio efectivo (A_i+2 , E-2), y se denominará periodo de transición. Es importante también singularizar el día siguiente al anuncio, A_i+1 , que es la primera fecha en que se puede negociar una vez despejada la incertidumbre acerca del número e identidad de los activos afectados, y el día anterior a la sustitución de los activos en el índice E-1, fecha en la que tienden a concentrar su actividad los fondos indexados. La secuencia del proceso es conocida con antelación por los inversores en todos sus extremos, a excepción de la identidad de las altas y las bajas.

3. Muestra y Datos

Desde su creación en enero de 1990 hasta diciembre de 1998, se han producido un total 17 revisiones del Ibex35 que han afectado a 84 valores, dando lugar a la entrada y salida de 42 acciones, respectivamente. Para formar parte de la muestra de contraste se ha exigido el cumplimiento de varios requisitos. Los dos primeros, de aplicación general, se refieren a la fecha de anuncio y a la disponibilidad de datos. La fecha de

anuncio de la redefinición debe ser conocida con exactitud y se debe disponer de un número mínimo de datos de los activos en 286 días alrededor de la fecha de anuncio, período que comprende aproximadamente trece meses de negociación, los seis anteriores relativos al periodo de cómputo, el mes de la redefinición y los seis meses siguientes en los que el reajuste está vigente. En tercer lugar, las entradas o salidas no deben ser el resultado de la fusión o reorganización de empresas que ya formaban parte del índice. Como cuarto filtro, a las acciones que abandonan el indicador se les ha exigido que el motivo causante no lleve a su exclusión posterior de la cotización. En quinto lugar se han descartado las empresas que han empezado a cotizar poco antes de su incorporación al índice a fin de que las rentabilidades no se vean distorsionadas por los efectos de la oferta pública de venta. Se han eliminado también los activos en proceso de fusión.

De la muestra original se han excluido las tres redefiniciones realizadas con anterioridad a Diciembre de 1991, antes de que la Sociedad de Bolsas asumiera la gestión del índice, de las que se desconoce la fecha de anuncio³. Esto ha motivado la eliminación de la muestra de ocho entradas y salidas. El tercer criterio ha ocasionado la supresión, en la revisión realizada en Noviembre del 93, del BCH en las entradas, por ser el resultado de la fusión del Banco Central y el Banco Hispano Americano que ya formaban parte del Ibex35, y de estas dos últimas acciones en las salidas. Por lo que se refiere a los activos que abandonan el índice, se han eliminado dos títulos de los que no se dispone de datos suficientes anteriores o posteriores a su salida, y Banesto por encontrarse en proceso de exclusión de la cotización. En las entradas se ha eliminado Argentaria, que empezó a cotizar sólo veintiún días antes de su incorporación al indicador.

El calendario de revisión del Ibex35 provoca entradas y salidas recurrentes de acciones. Para evitar que los resultados obtenidos en el caso de una entrada (salida) se vean contaminados por el comportamiento posterior de las variables que provocan su salida (entrada) en la siguiente redefinición, se han eliminado de la muestra los activos entrantes que abandonan el índice en la siguiente revisión y los activos salientes que vuelven a formar parte del mismo. De esta forma obtenemos una muestra de entradas y salidas estables, de acciones que permanecen dentro o fuera del índice al menos doce meses consecutivos. Este filtro ha llevado a excluir seis entradas y siete salidas.

³ El Ibex35 se creó a instancias de la gestora inicial del mercado español de derivados OM Ibérica, que lo administró hasta Diciembre de 1991. Inicialmente se denominó Finex35 y su composición original se fijó para el primer semestre del año 1990.

Como resultado de la aplicación de los requisitos anteriores en las entradas se han eliminado cuatro revisiones y dieciséis acciones. En las salidas se han suprimido cuatro revisiones y veinte activos. La muestra final está formada por 26 entradas y 22 salidas estables, distribuidas en 13 revisiones, realizadas en un periodo de ocho años, entre 1991 y 1998. El número medio de entradas por revisión es de 2 y el de salidas de 1.69.

CUADRO 1: MUESTRA ESTABLE DE ENTRADAS Y SALIDAS DEL IBEX35

En este cuadro la columna redefinición se refiere al número de revisiones realizadas en el Ibex35 hasta Diciembre de 1998. Entradas (salidas) hace referencia al número de acciones que se incorporan (abandonan) el índice en cada una de las revisiones efectuadas. Entradas (salidas) eliminadas informa de las altas (bajas) excluidas en cada recomposición al aplicar los filtros considerados en el procedimiento de muestreo. Muestra de contraste es la diferencia entre el total de entradas (salidas) y el número de entradas (salidas) eliminadas.

Redefinición	Fecha Anuncio aa/mm/dd	Entradas	Entradas Eliminadas	Salidas	Salidas Eliminadas
1		3	3	3	3
2		3	3	3	3
3		2	2	2	2
4	911223	5	3	5	3
5	920624	4	0	4	2
6	921223	4	1	4	1
7	930610	1	1	1	0
8	931215	2	1	2	0
9	940614	1	0	1	0
10	941220	2	1	2	1
11	950613	3	1	3	1
12	951213	1	0	1	0
13	961216	2	0	2	1
14	970623	3	0	3	1
15	980323	1	0	1	1
16	980610	2	0	2	1
17	981216	3	0	3	0
Total		42	16	42	20
Muestra de Contraste		26		22	

El proceso completo de redefinición dura todo el mes correspondiente más el primer día del siguiente y tiene la misma duración para todas las acciones. No obstante, el día de anuncio varía en cada recomposición, haciendo que los periodos que van desde el primer día del mes y la fecha de anuncio, y entre ésta y la de cambio efectivo, sean diferentes entre activos. El primer intervalo temporal dura en promedio unos 13 días en

las entradas y 12.2 en las salidas. El número medio de días entre anuncio y cambio efectivo es de 7.5 días en las entradas y de 8 en las salidas.

En el análisis se han utilizado datos de precios de cierre diarios, valor efectivo negociado, número diario de negociaciones y horquilla relativa de precios. Las rentabilidades diarias de los activos se han calculado como el logaritmo del cociente de dos precios de cierre sucesivos, corregidos en su caso por dividendos, ampliaciones y splits. Como rentabilidad del mercado se ha utilizado la correspondiente al propio índice Ibex35.

4. Efecto Precio

La evidencia empírica previa ha descubierto que el anuncio de la redefinición genera rentabilidades anormales positivas (negativas) y estadísticamente significativas en las entradas (salidas). En concreto, los análisis realizados de las revisiones del Standard and Poor's 500 han detectado una importante revisión del valor de las acciones en el día de anuncio y en el anterior al cambio efectivo, así como en el período que media entre ambas fechas. No se ha advertido que los precios aumenten antes del anuncio y los resultados acerca del comportamiento de las rentabilidades en el período inmediatamente subsiguiente son mixtos.

En la situación en que el anuncio y la sustitución efectiva de los activos son contemporáneas, el efecto precio se atribuye completamente a la actividad de los fondos de gestión pasiva. Bajo esta política de comunicación Shleifer (1986), analizó una muestra de 144 entradas, observando rentabilidades anormales significativas del 2.79% el día de anuncio y rentabilidades acumuladas insignificantes en distintos subperiodos anteriores y posteriores. Harris y Gurel (1986) analizando 84 entradas, encontraron rentabilidades anormales positivas del 3.13% el día siguiente al anuncio y del 1.66% en los cinco días ulteriores. Lamoroux y Wamsley (1987) utilizaron una muestra de 113 entradas y 24 salidas, detectando que la revisión de precios en las entradas se concentra en el día de anuncio con rentabilidad anormal positiva del +2.4% y que las salidas producen rentabilidades anormales negativas de -1.10% en el día de anuncio, así como en los días subsiguientes.

Cuando el anuncio antecede a la implantación del cambio, el efecto precio se atribuye fundamentalmente a la actividad de dos agentes: los fondos indexados y los

arbitrajistas de riesgos. Beneish y Whaley (1996) con una muestra de 33 entradas, encontraron rentabilidades anormales acumuladas entre el día de anuncio y el de la implantación del reajuste del 5.90%⁴. Lynch y Mendenhall (1997) analizaron una muestra de 34 entradas y 15 salidas en el periodo 1990-95, detectando en las altas (bajas) rentabilidades anormales del 3.15% (-6.26%) el día posterior al anuncio, del 3.80% (-12.69%) entre el segundo día que sigue al anuncio y el día anterior al cambio efectivo, y de +5.59% (-0.72%) el día de la sustitución.

En la situación de precomunicación el interés se ha centrado en examinar el efecto en el día del anuncio, en el período que media entre este día y la fecha de recomposición efectiva del índice, así como en el período que sigue a la sustitución de los activos. En esta línea, el objetivo de esta sección consiste en analizar el efecto de las decisiones de redefinición del índice Ibex35 en el precio de las acciones que entran o salen del mismo alrededor de la fecha de anuncio y la dirección que siguen los precios posteriormente. Para analizar la secuencia seguida por los precios vamos a considerar expresamente tres días: el siguiente al anuncio, el que antecede al cambio y el propio día del cambio efectivo. Asimismo, se consideran tres subperiodos: el de estudio, que antecede al anuncio, y que es de particular relevancia en el caso del Ibex35 con un proceso de revisión periódico basado en criterios que facilitan la anticipación de los activos afectados; el periodo de transición, y el periodo de post-redefinición, que empieza el día posterior al cambio efectivo y termina sesenta días después. Este último periodo se divide en subintervalos de diez y veinte días de duración, con el fin de analizar el comportamiento a corto y a largo plazo de los precios de los activos afectados por el reajuste.

4.1. Periodo de estimación y análisis descriptivo del comportamiento de los precios

En primer lugar se realiza un análisis descriptivo del comportamiento de los precios alrededor de las redefiniciones del Ibex35. Para ello, se obtienen separadamente las rentabilidades anormales medias diarias de los grupos de empresas incluidas y excluidas en el período que va desde el primer día del mes de la redefinición, hasta sesenta días después del cambio efectivo, día E+60. El análisis se realiza utilizando el modelo de mercado como modelo de expectativas.

⁴ Beneish y Whaley (1996) analizaron también una muestra de 70 entradas bajo la política de no preanuncio, encontrando rentabilidades anormales del 3.67%, menores que las detectadas con política de preanuncio.

En la estimación del modelo se usan datos post-acontecimiento, dado que el procedimiento de revisión seguido por la Sociedad de Bolsas podría introducir sesgo de selección al estar basado, sobre todo, en el valor efectivo negociado en los seis meses previos a la revisión (Kadlec y McConnell, 1995). De esta forma, la ocurrencia del acontecimiento, alta o baja del índice, podría estar implícitamente relacionada con el comportamiento de los precios de los activos en relación al conjunto del mercado, en los seis meses anteriores a la redefinición⁵. La utilización de datos post-acontecimiento tiene la ventaja adicional de que capta cualquier posible efecto de la decisión sobre el riesgo sistemático de los activos. Las rentabilidades anormales se computan centradas conjuntamente en la fecha de anuncio y de cambio efectivo, y se obtienen como diferencia entre las observadas y las esperadas de acuerdo con la siguiente expresión,

$$RA_{igt} = R_{igt} - (\hat{\alpha}_{ig} + \hat{\beta}_{ig} R_{mt}) \quad (1)$$

donde, $t \in [C, E+145]$, g = entradas o salidas, RA_{igt} , es la rentabilidad anormal del activo i del grupo g , en el día t . R_{igt} , es la rentabilidad observada del mismo activo y R_{mt} es la rentabilidad contemporánea del mercado. $\hat{\alpha}_i$ y $\hat{\beta}_i$ son los coeficientes estimados por MCO utilizando el modelo de mercado como proceso de generación de rentabilidad.

Las rentabilidades anormales de los activos se promedian cada día en sección cruzada, calculando la rentabilidad anormal media diaria de los grupos de entradas y salidas $RAM_{gt} = N_g^{-1} \sum_{i=1}^{N_g} RA_{igt}$, donde N_g es el número de acciones en el grupo g de entradas o salidas, respectivamente. Las rentabilidades anormales medias acumuladas se obtienen agregando temporalmente las rentabilidades anormales medias diarias desde el primer día del mes de la redefinición hasta el día T , $RAMA(A_i - s_i, T) = \sum_{A_i - s_i}^T RAM_t$.

Dado que el tiempo que transcurre entre los días A_i y E es diferente entre activos, se obtienen las rentabilidades anormales acumuladas entre ambas fechas y se calcula la rentabilidad anormal media diaria, teniendo en cuenta que, en promedio, la duración de dicho periodo es de ocho días.

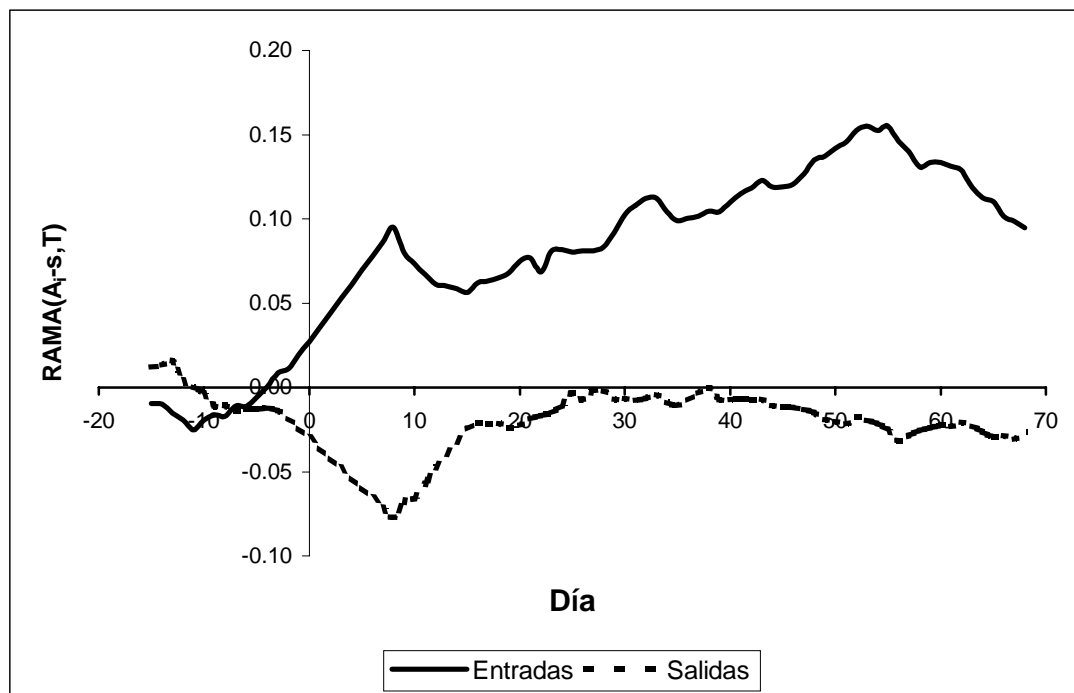
La figura 1 describe gráficamente el efecto de las revisiones mediante la representación de las rentabilidades anormales medias acumuladas desde el primer día

⁵ Las rentabilidades de un periodo de estimación histórico podrían no ser representativas de las rentabilidades en general, produciendo estimaciones sesgadas de los parámetros del modelo de mercado. La utilización de coeficientes incorrectamente estimados, resultaría, a su vez, en estimaciones incorrectas de los rendimientos anormales generados por el reajuste del Ibex35.

del mes de la redefinición hasta sesenta días después del cambio efectivo. Se puede observar que los precios de los valores entrantes comienzan a subir días antes de la difusión de la decisión y que, en la fecha de anuncio, día cero en el gráfico, experimentan un fuerte crecimiento que se prolonga hasta la sustitución efectiva de los títulos que, en promedio tiene lugar en A_i+8 . A partir de esta fecha los precios cambian de dirección descendiendo durante varios días, siguiendo después una trayectoria que experimenta varios cambios de sentido. No obstante, los precios se mantienen por encima del nivel previo en un periodo de tres meses posterior a su incorporación al Ibex35. Los precios de las acciones excluidas siguen hasta la fecha de cambio un comportamiento simétrico a las del grupo de entradas: bajadas previas al anuncio y fuerte caída el día en que se hace pública la decisión, en un movimiento que tiene continuidad hasta la fecha del reajuste. Sin embargo, los precios de los activos que abandonan el indicador parecen recuperarse poco tiempo después de la redefinición, permaneciendo en este nivel.

FIGURA 1: RENTABILIDAD ANORMAL MEDIA ACUMULADA DE LAS ENTRADAS Y SALIDAS AL IBEX35
(Entradas =26, Salidas =22)

En este gráfico las rentabilidades anormales se han estimado utilizando el modelo de mercado como estándar de rentabilidad normal. Las rentabilidades anormales medias acumuladas, $RAMA(A_i-s_i, t)$, se obtienen agregando temporalmente las rentabilidades medias anormales diarias, RAM_t , desde el primer día del mes de la redefinición $A_i - s_i$ hasta el día t . El tiempo es relativo al día de anuncio, A_i . El periodo medio entre A_i y el día de cambio efectivo, E , es de ocho días. El día de cambio efectivo es A_i+8 .



Por tanto, los precios de las acciones que entran y salen del indicador siguen trayectorias similares pero opuestas a corto plazo, y pautas muy distintas en el largo plazo. Las entrantes parecen alcanzar un nuevo nivel de equilibrio más alto, mientras que las salientes no se sitúan en un nuevo nivel inferior, sino que recuperan su nivel previo. Este comportamiento asimétrico no se ha detectado en las revisiones de ningún otro índice y es característico del Ibex35. En los epígrafes siguientes se analiza con más detalle este comportamiento.

4.2. *Estimación de la rentabilidad anormal generada en las entradas y salidas*

En esta sección se analizan las rentabilidades anormales en varios días concretos del proceso de revisión y en determinados subperiodos de los que rodean las fechas de anuncio y cambio efectivo, a fin de realizar una primera discriminación entre las cuatro hipótesis explicativas del fenómeno: presión sobre los precios, información, liquidez y demanda de pendiente negativa.

Las hipótesis de información y liquidez predicen que el efecto de las redefiniciones en los precios se produce fundamentalmente el día siguiente al anuncio, A_i+1 . Esto es, el primer día en que los inversores pueden operar en base a la información revelada acerca de la revisión y el día en que anticipan las mejoras en la liquidez futura de las acciones. También se podrían generar rentabilidades anormales positivas con anterioridad al anuncio, en el periodo (A_i-s_i, A_i) , consistentes con estas hipótesis, si se filtrara información al mercado o si los criterios utilizados por el gestor permitieran realizar predicciones acerca de la identidad de los entrantes o salientes, como es el caso del Ibex35. Con posterioridad a la fecha de anuncio, en el periodo de transición $(A_i+2, E-2)$, cualquier tendencia en los precios podría ser un signo de ineficiencia, aunque se podría interpretar también como un proceso gradual de ajuste.

La hipótesis de presión sobre los precios y la hipótesis de sustitutos imperfectos, basándose en el comportamiento esperado de los fondos indexados, predicen movimientos en los precios concentrados en el día anterior a la recomposición efectiva del índice, $E-1$. Las rentabilidades anormales positivas generadas entre la fecha de anuncio y la de cambio efectivo, serían atribuibles a la actividad de negociación de los agentes que compren los activos anticipándose a los fondos indicados. Esta tendencia implicaría la posibilidad de que los inversores pudieran seguir estrategias de inversión rentables, consistentes en comprar las acciones entrantes, antes de que su precio suba, y

en vender directamente o en descubierto, las acciones que saldrán del índice, antes de que sus precios bajen. Los títulos comprados se revenderían después a precio superior en tanto que los vendidos se recomprarían a menor precio, generando rentabilidades positivas. En el caso del Ibex35 esta actividad se podría iniciar incluso antes, desde el primer día del mes de la redefinición. Ambas hipótesis discrepan en sus predicciones acerca del comportamiento de los precios en el periodo que sigue a la revisión efectiva del índice. La hipótesis de presión sobre los precios sostiene que el movimiento de los precios ocasionado por la actividad de los fondos de inversión es temporal, por lo que las rentabilidades anormales desaparecen pocos días después del cambio efectivo. La hipótesis de sustitutos imperfectos sostiene, en base a argumentos de oferta, que el efecto es permanente. Las predicciones de las teorías anteriores son equivalentes, aunque simétricas para las entradas y salidas.

Las rentabilidades anormales de los días y subperiodos de interés se han estimado utilizando el modelo de mercado como proceso de generación de rendimientos, bajo el supuesto de que la rentabilidad de las acciones sigue una distribución normal multivariante. Las rentabilidades anormales se parametrizan en el modelo mediante la introducción de variables artificiales de la forma siguiente,

$$\mathbf{R}_i = \alpha_i + \beta_i \mathbf{R}_m + \mathbf{D}_i \boldsymbol{\Gamma}_i + \boldsymbol{\varepsilon}_i, \quad (2)$$

donde \mathbf{R}_i es un vector ($T_i \times 1$) de rentabilidades del activo i con elemento característico R_{it} , \mathbf{R}_m es un vector ($T_i \times 1$) de rentabilidades observadas de la cartera de mercado cuya entrada característica es R_{mt} , $\boldsymbol{\Gamma}_i$ es un vector ($K \times 1$) de parámetros con elemento característico γ_{ik} . $\boldsymbol{\varepsilon}_i$ es un vector ($T_i \times 1$) de perturbaciones incorrelacionadas con \mathbf{R}_m , α_i es el intercepto que refleja la expectativa de rentabilidad normal del activo i , condicionada al acontecimiento analizado y β_i es el coeficiente de sensibilidad de la rentabilidad del activo i al mercado.

\mathbf{D}_i es una matriz ($T_i \times K$) de variables dicotómicas con $K < T_i$. Cada columna de \mathbf{D}_i es una variable indicador d_{ik} , $k = 1, 2, \dots, 9$, que identifica un día concreto o un subperiodo de acontecimiento. Estas variables indicador toman los siguientes valores: $d_{i1} = 1/s_i$ entre los días $A_i - s_i$ y A_i (desde el primer día del mes de la redefinición hasta el día del anuncio, ambos incluidos) y cero en los demás; $d_{i2} = 1$ el día $A_i + 1$ y cero en los restantes. $d_{i3} = 1/h_i$ entre $A_i + 2$ y $E - 2$ (h_i es el número de días entre ambas fechas), y cero en el resto de los días; $d_{i4} = 1$ el día $E - 1$; $d_{i5} = 1$ el día E ; $d_{i6} = 1/10$ en los días $E + 1$ a $E + 10$; $d_{i7} = 1/10$ entre los días $E + 11$ y $E + 20$; $d_{i8} = 1/20$ en el intervalo $E + 21$ a $E + 40$, y $d_{i9} = 1/20$ en el subperiodo $E + 41$ a $E + 60$.

Con la definición efectuada de las variables artificiales, los parámetros γ_{i2g} , γ_{i4g} , y γ_{i5g} , son las rentabilidades anormales de los días A_i+1 , $E-1$, y E , respectivamente. El resto de los parámetros γ_{ikg} , $k = 1, 3, 6, 7, 8, 9$, representan rentabilidades anormales medias acumuladas en el subperiodo correspondiente.

El modelo de mercado se estima de dos formas distintas: primero individualmente para cada activo y segundo para las carteras equiponderadas formadas con los títulos de cada una de las trece revisiones del índice incluidas en la muestra. De esta forma se tiene en cuenta el posible problema de agrupamiento debido a que los errores de los activos con la misma fecha de acontecimiento podrían estar correlacionados, sesgando al alza el estadístico t de la estimación individual. En ambos casos se utiliza un número variable de observaciones post-acontecimiento T_i que van desde A_i-s_i a A_i+145 .

Los coeficientes estimados se promedian en sección cruzada, obteniendo la rentabilidad anormal media del día o la rentabilidad anormal media acumulada del periodo correspondiente, $\bar{\gamma}_{kg} = N_g^{-1} \sum_i \hat{\gamma}_{ikg}$. La hipótesis nula a contrastar es $H_0 : \bar{\gamma}_{kg} = 0$, dados k y g . La significatividad estadística del coeficiente medio estimado de cada grupo, se analiza de dos formas: con el error estándar de los coeficientes estimados, de manera que el estadístico estandarizado $\sum_i \hat{\gamma}_{ikg} / \sqrt{\sum_i (S_{\hat{\gamma}_{ig}})^2}$ sigue una distribución t con N_g-1 grados de libertad, y con el test no paramétrico de los signos.

Los resultados obtenidos de la regresión por MCO del modelo (2) anterior para activos individuales, se recogen en la parte izquierda del cuadro 2. En los mismos se observa un comportamiento claramente diferenciado de los precios en el mes de la redefinición y en los meses subsiguientes, tanto en las entradas como en las salidas. Centrándonos primero en las entradas, se observa un movimiento uniformemente alcista en el mes de la redefinición. La rentabilidad anormal es positiva y estadísticamente significativa con los tests paramétrico y no paramétrico en el periodo de estudio (A_i-s_i , A_i), el día de posterior al anuncio, A_i+1 y el anterior a la sustitución de las acciones, $E-1$. En el periodo de estudio la rentabilidad anormal es del 4.57% (t estadístico = 2.84 y p -valor = 0.01), indicando que el mercado anticipa las entradas revisando los precios al alza. El anuncio de las empresas entrantes genera rentabilidades anormales fuertemente positivas de 2.30% (t estadístico = 5.63 y p -valor = 0.00). Asimismo, los precios suben de manera notable el día que precede al cambio, produciendo rentabilidades anormales de 2.59% (t estadístico = 6.36 y p -valor = 0.00). En el período de transición, entre A_i+2

y E-2, la rentabilidad media es positiva, del 1.90%, y significativa con el test paramétrico (estadístico $t=1.87$ y $p\text{-valor}=0.07$) pero estadísticamente insignificante con el no paramétrico a un nivel del diez por ciento. Los resultados de este subperiodo parecen estar dominados por alguna observación extrema, dado que suben de precio menos del cincuenta por ciento de los activos (diez de veintiséis).

CUADRO 2: RENTABILIDADES ANORMALES ACUMULADAS EN LAS REDEFINICIONES DEL ÍNDICE IBEX 35 (1991-1998)

En este cuadro se recogen los resultados de la estimación con datos postacontecimiento del modelo $R_i = \alpha_i + \beta_i R_m + D_i \Gamma_i + \epsilon_i$. Para cada activo se han utilizado las rentabilidades diarias observadas desde el primer día del mes de la redefinición, A_i -s_i hasta ciento cuarenta y cinco días después del día de cambio efectivo, E_i+145 . $\bar{\gamma}_k$ es el promedio de los coeficientes estimados y representa la rentabilidad anormal media del día o la rentabilidad anormal media acumulada del subperiodo correspondiente. n es el número de activos con coeficiente estimado positivo. En el estadístico t de contraste se utiliza el error estándar de los coeficientes estimados en la regresión del modelo. z es el estadístico correspondiente al test de los signos. Los valores en negrilla son estadísticamente significativos a un nivel del 10% o inferior.

	Activos				Carteras			
	$\bar{\gamma}_k$ (%)	t	n > 0	z	$\bar{\gamma}_k$ (%)	t	n > 0	z
Entradas	(N=26)				(N=13)			
$d_1(A_i-s_i, A_i)$	4.5778	2.84	18	1.96	3.5790	2.37	11	2.50
$d_2(A_i+1)$	2.3024	5.63	20	2.75	2.2898	5.59	12	3.05
$d_3(A_i+2, E-2)$	1.9023	1.89	10	-1.18	2.0614	1.88	7	0.28
$d_4(E-1)$	2.5989	6.36	18	1.96	2.4188	5.91	10	1.94
$d_5(E)$	-0.7976	-1.99	12	-0.39	-0.2012	-0.51	7	0.28
$d_6(E+1, E+10)$	-3.9858	-2.91	9	-1.57	-3.0675	-2.24	6	-0.28
$d_7(E+11, E+20)$	2.1838	1.60	15	0.78	1.8036	1.32	8	0.83
$d_8(E+21, E+40)$	3.4767	1.70	16	1.18	3.0823	1.51	8	0.83
$d_9(E+41, E+60)$	-3.1346	-1.54	10	-1.18	-2.9998	-1.47	7	0.28
Salidas	(N=22)				(N=13)			
$d_1(A_i-s_i, A_i)$	-2.0960	-1.13	10	-0.43	-2.1966	-1.23	7	0.28
$d_2(A_i+1)$	-1.5518	-3.24	6	-2.13	-1.6869	-3.45	3	-1.94
$d_3(A_i+2, E-2)$	-1.1765	-1.11	8	-1.28	-1.2830	-1.00	4	-1.39
$d_4(E-1)$	-2.0214	-4.22	7	-1.71	-2.8516	-5.82	2	-2.50
$d_5(E)$	0.8295	1.69	13	0.85	0.6604	1.32	7	0.28
$d_6(E+1, E+10)$	5.1661	3.20	16	2.13	4.9155	2.97	9	1.39
$d_7(E+11, E+20)$	2.2921	1.44	14	1.28	0.7279	0.45	8	0.83
$d_8(E+21, E+40)$	0.0940	0.04	12	0.43	0.9257	0.38	7	0.28
$d_9(E+41, E+60)$	1.2204	0.52	14	1.28	-0.4203	-0.17	7	0.28

El comportamiento de las salidas es el opuesto con algunas particularidades. Básicamente el movimiento de los precios es similar en A_i y E-1, pero distinto en los subperiodos de estudio y de transición. Las rentabilidades anormales son negativas en todos los días y periodos de tiempo considerados en el mes de la recomposición, pero

sólo son estadísticamente significativas en el día posterior al anuncio y el día que precede al cambio efectivo. En el periodo de estudio los precios caen, anticipándose al anuncio de exclusión, generando rentabilidades anormales negativas de -2.09% , aunque no se puede rechazar la hipótesis nula con los dos tests utilizados. En el período de transición el movimiento bajista es menor, de -1.17% , y tampoco es significativo a niveles habituales con ambos tests. La rentabilidad anormal media del día A_t+1 es negativa de -1.55% (estadístico $t = -3.24$ y $p\text{-valor} = 0.01$), y en el día $E-1$ de -2.02% (estadístico $t = -4.22$ y $p\text{-valor} = 0.03$). En ambos subgrupos de acciones la reacción del precio es mayor en $E-1$ que en $A+1$.

Una primera aproximación a la persistencia temporal del efecto se puede realizar analizando la significatividad estadística de los coeficientes asociados a las variables artificiales $d5$, $d6$, $d7$, $d8$, y $d9$ del modelo (2) anterior, representativos de las rentabilidades medias anormales acumuladas. La hipótesis nula de no reversión en los precios supone que todos los coeficientes tienen que ser iguales a cero.

En la fecha E los precios cambian de dirección tanto en las entradas como en las salidas. Este día las altas generan rentabilidades anormales negativas del -0.79% , que permiten rechazar la hipótesis nula con el test paramétrico pero no con el test de los signos. Las bajas producen rentabilidades anormales positivas del $+0.82$, insignificantes con ambas pruebas. En el periodo de diez días subsiguiente, los precios de las entrantes continúan descendiendo provocando rentabilidades negativas del 3.98% , significativas a niveles habituales con el test paramétrico y marginalmente con el test de los signos ($z = -1.57$ y $p\text{-valor} = 0.12$), mientras que las acciones excluidas generan rentabilidades positivas claramente significativas del 5.17% . Las rentabilidades acumuladas de los periodos subsiguientes no solapados son todas no significativas, tanto en las entradas como en las salidas, a excepción de las relativas al intervalo $E+21$ a $E+40$ que lo son en las altas con el test paramétrico. La no significación de los coeficientes más alejados y la significatividad estadística de los más cercanos, apoya inicialmente la existencia de reversión en los precios en los dos subgrupos de acciones.

Los resultados alcanzados mediante la estimación del modelo (2) para las trece carteras de activos, presentados en la parte derecha del cuadro 2, no difieren sustancialmente de los anteriormente obtenidos para activos individuales, confirmando aquellas situaciones en las que coinciden los dos tests aplicados, tanto en las entradas como en las salidas. En consecuencia los resultados no parecen verse afectados por el problema de agrupamiento de forma que el resto de los análisis se realizarán utilizando activos individuales en lugar de carteras.

Cuatro hechos fundamentales destacan en estos resultados: primero, la reacción de los precios a la revisión de los índices se concentra fundamentalmente en dos días, el día siguiente a la revelación de la decisión y el anterior a la aplicación de la recomposición. La magnitud de los efectos detectados en estas dos fechas es similar a la observada en el mercado norteamericano con el Standard and Poor's. Segundo, se observan rentabilidades anormales positivas anteriores al día de anuncio, básicamente en el caso de las entradas, que podrían tener su origen en las posibilidades de predicción dadas por el calendario seguido y los criterios de revisión aplicados. La actividad de los arbitrajistas se podría iniciar en este periodo en las entradas, pero no en las salidas por los mayores riesgos que conlleva. Tercero, destaca la ausencia de significatividad estadística de las rentabilidades acumuladas en el periodo de transición, entre A_i+1 y $E-2$, tanto en las entradas como en las salidas, lo que denotaría que la actividad de los arbitrajistas en este subperiodo no alcanza la intensidad suficiente para mover significativamente los precios. En cuarto lugar, se detecta una reversión significativa en los precios tanto de las altas como de las bajas en los diez días que siguen al reajuste del índice, periodo de tiempo muy similar al detectado por Lynch y Mendenhall (1997) en el S&P500, de aproximadamente ocho días. La reversión de los precios, sin embargo, es más fuerte en las bajas que en las altas.

Estos resultados son compatibles con las cuatro hipótesis explicativas mencionadas. Las rentabilidades anormales significativas de A_i+1 se ajustan a las predicciones realizadas por las hipótesis de información y de liquidez. Por su parte, los rendimientos extraordinarios de $E-1$ son compatibles con las hipótesis de presión sobre los precios y demanda de pendiente negativa. La reversión observada de los precios, sólo es compatible con la hipótesis de presión sobre los precios. No obstante, las rentabilidades anormales no desaparecen completamente en los primeros diez días de vigencia del cambio, por lo que la revisión del índice podría experimentar presión sobre los precios y simultáneamente estar asociada a información, liquidez o demanda de pendiente negativa.

5. Actividad de negociación en el mes de la redefinición: Efectos a corto plazo de los cambios en la composición.

En este apartado se analiza si las revisiones de precios observadas en el epígrafe anterior van acompañadas de cambios en la demanda, estimados utilizando como variable proxy las variaciones en el volumen de negociación medido como valor

efectivo negociado. En la segunda parte de esta sección se realiza un análisis que tiene por objetivo determinar el origen de tales cambios en la demanda.

5.1. *Análisis del volumen en el mes de la redefinición*

La evidencia empírica previa en relación al volumen de negociación con política de preanuncio es escasa. Sólo dos trabajos, los de Beneish y Whaley (1996), en el caso de entradas, y de Lynch y Mendenhall (1997), con una muestra de entradas y salidas, han analizado la cuestión. Los primeros encuentran volumen anormal entre A_i y A_i+5 , y desde $E-4$ hasta $E+10$. Los segundos detectan volúmenes anormalmente elevados en cada uno de los días entre A_i-1 y A_i+5 , así como entre $E-5$ y $E+10$, tanto en las adiciones como en las eliminaciones.

La conducta predecible de los fondos de gestión pasiva permite anticipar que los mayores volúmenes de negociación tenderán a concentrarse en el día anterior al cambio efectivo, momento en que reajustarán sus carteras a fin de minimizar el error de tracking. Sin embargo, no se puede desechar la posibilidad de que estos inversores operen antes o después a fin de evitar condiciones adversas de mercado. A priori tampoco se puede descartar que otros inversores negocien en el mes de la redefinición para explotar el comportamiento anticipable de los fondos de inversión.

Como se ha dicho anteriormente, en el caso del Ibex35, los arbitrajistas pueden predecir en base a información pública la identidad de los entrantes y empezar a negociar incluso antes del día de anuncio, aunque, en este caso, asumen el riesgo de error de predicción y de sobreestimación de la demanda u oferta. Después del día del anuncio sólo soportan el riesgo de estimación del cambio de la demanda u oferta, que les podría impedir deshacer sus posiciones llegado el día de cambio efectivo.

La finalidad de este apartado consiste en analizar el volumen de negociación alrededor de las fechas más importantes del mes de la redefinición: el siguiente al anuncio y el anterior a la implantación del cambio efectivo. Como medida de volumen se utiliza el valor efectivo negociado. El volumen considerado normal se estima utilizando un modelo de mercado de volumen, de forma que se corrige la tendencia general del conjunto del mercado. La estimación se realiza separadamente en torno a las fechas de anuncio y cambio. En el periodo de acontecimiento, alrededor de cada una de estas fechas, el tamaño muestral cambia de acuerdo con la metodología propuesta por Lynch y Mendenhall (1997). Cuando la referencia es A_i , con anterioridad a esta fecha, se van incorporando a la muestra los activos que han alcanzado el primer día del mes de

la redefinición. A partir de A_i , se excluyen los activos para los que el día efectivo ha tenido lugar, a fin de evitar las distorsiones que puede provocar este segundo acontecimiento sobre los volúmenes anormales estimados en torno al primero de ellos. Relativo a la fecha E, y antes de este mismo día, el tamaño de la muestra va aumentando a medida que ocurre el anuncio. De esta forma se tiene, en ambos casos, una muestra de tamaño variable para analizar el comportamiento del volumen en cada redefinición.

El volumen anormal del activo i en el día t del periodo de acontecimiento, VA_{it} , es el exceso del volumen observado sobre el estimado de acuerdo con el modelo de mercado de volumen. Sin embargo, Ajinkya y Jain (1989) han documentado que la distribución empírica de los errores de predicción de este modelo, basados en las variables de volumen originales, es sesgada a la derecha y leptocúrtica. Para evitar el problema que se produce al utilizar las medidas de volumen originales, se toma la transformación logarítmica de las medidas de volumen para el activo i y para el mercado, $v_{it} = \ln(1+V_{it})$ y $v_{mt} = \ln(1+V_{mt})$. La distribución de los errores de predicción del modelo de mercado con las variables transformadas se aproximan a la normal, de forma que las inferencias basadas en los mismos resultan más apropiadas.

En el modelo de mercado de volumen se asume que los errores siguen un proceso AR(1) de la forma siguiente,

$$v_{it} = \alpha_i + \beta_i v_{mt} + \varepsilon_{it}, \quad \text{y} \quad \varepsilon_{it} = \rho_i \varepsilon_{i,t-1} + u_{it} \quad (3)$$

con $u_{it} \sim N(0, \sigma_u^2)$. El modelo se estima por mínimos cuadrados generalizados, utilizando un número de datos variable para cada activo del periodo preacontecimiento (A_i-140 , A_i-s_i) y postacontecimiento (E , $E+145$). El volumen anormal del activo i , VA_{it} se calcula como la diferencia entre el observado y el estimado según el modelo (3),

$$VA_{it} = (v_{it} - \hat{\rho}_i v_{i,t-1}) - [\hat{\alpha}_i (1 - \hat{\rho}_i) + \hat{\beta}_i (v_{mt} - \hat{\rho}_i v_{m,t-1})] \quad (4)$$

donde los coeficientes son las estimaciones MCG de los parámetros del modelo del mercado de volumen. Exponenciando la medida de volumen anormal estimada con este modelo se obtiene el incremento de volumen $(1+V_{it})/(1+\hat{V}_{it})$ (Green y Smart, 2000).

El volumen anormal medio del día t es la media de sección cruzada de los VA_{it} , $VAM_t = N_g^{-1} \sum_{i=1}^N VA_{it}$. Los contrastes de significatividad se realizan mediante un test

paramétrico en el que se utiliza la desviación estándar de sección cruzada de los VA_{it} y el test no paramétrico de los signos.

Los resultados relativos a la fecha de anuncio de los grupos de entradas y salidas aparecen en la parte superior del cuadro 3, y los centrados en la fecha E aparecen en la parte inferior. Aunque el periodo de acontecimiento completo empieza el día A_i-18 y termina el día A_i+15 , sólo se presentan los resultados del subperiodo $(-5,+5)$ alrededor de A_i , dado que el tamaño muestral del resto de los días es demasiado pequeño para extraer conclusiones fiables. Por la misma razón, en relación al día E, se exponen los resultados desde E-5 hasta E+10. Con el subperiodo $(E, E+10)$ posterior al cambio efectivo se intenta captar el cambio de la demanda en el intervalo temporal en el que las rentabilidades experimentan una notable reversión en los grupos de entradas y salidas.

En las entradas se observan volúmenes anormales significativos en cuatro de los seis días de acontecimiento anteriores a la difusión de la decisión, incluyendo la propia fecha de anuncio. En este subperiodo, el día A_i-5 es el que experimenta el mayor incremento de volumen, siendo el valor efectivo negociado un 100% superior a lo normal. El día de anuncio A_i , el volumen anormal es de aproximadamente el 62%. Las rentabilidades anormales detectadas en el periodo de estudio tienen su origen en este incremento del volumen de negociación. Con posterioridad al anuncio el volumen anormal es significativo en A_i+1 , sobrepasando en un 58% su valor esperado, y con magnitud inferior el día A_i+5 , en el que sólo lo supera en un 32%. Relativo a la fecha de recomposición del índice, el volumen es anormalmente significativo el día E-1, en que el valor negociado excede un 133% a su nivel promedio. A partir del cambio efectivo el volumen anormal es significativamente alto los días E, E+4, E+9 y E+10.

En contraste con las entradas, las salidas no parecen generar demasiada actividad inusual antes del anuncio, indicando los mayores riesgos que soportan los inversores en este caso. Con anterioridad a esta fecha el volumen sólo es anormalmente alto en dos días de los seis considerados, en A_i-4 y A_i-2 , lo que concuerda con la no existencia de rentabilidades anormales significativas en dicho periodo. Con posterioridad se logran niveles anormalmente elevados los días A_i+1 , A_i+4 y A_i+5 . El mayor volumen anormal en este entorno se alcanza el día A_i+1 , en el que el volumen crece un 74%. La actividad de negociación tiende a intensificarse fundamentalmente alrededor de la fecha E, tomando su valor más elevado justo el día anterior al cambio efectivo. Asimismo, se observan volúmenes inusuales en E-4, E-2, E-1, E y E+5. Tanto en las entradas como en las salidas el mayor incremento de la negociación tiene lugar el día anterior al reajuste, E-1.

Los resultados de este apartado confirman que los movimientos de las rentabilidades anormales generadas por los reajustes del Ibex35, van acompañados por cambios en la demanda aproximados por el volumen medido en valor efectivo.

CUADRO 3: VOLUMEN ANORMAL MEDIO DIARIO DE NEGOCIACIÓN DE LAS ENTRADAS Y SALIDAS AL IBEX35 EN TORNO A LA FECHA DE ANUNCIO Y DE CAMBIO EFECTIVO EN LA COMPOSICIÓN

En este cuadro media es el volumen anormal estimado utilizando un modelo de mercado de volumen en el que la variable dependiente es $\ln(I+V_{it})$ y la independiente $\ln(I+V_{mt})$. VA(%) es el volumen anormal expresado en porcentaje, calculado como la exponencial del volumen anormal según el modelo de mercado menos la unidad $\Delta V = e^{VA_{it}} - 1$. t es el estadístico de contraste de la hipótesis nula de que la media es igual a cero. En la columna n>0 la primera cifra es el número de activos en los que la media toma valor positivo y el segundo el tamaño muestral el día correspondiente. z es el estadístico del test no paramétrico de los signos. Los valores en negrilla son significativamente distintos de cero a un nivel del 10% o inferior.

Día	Entradas (N=26)					Salidas (N=22)				
	Media	$\Delta V(\%)$	t	n>0	z	Media	$\Delta V(\%)$	t	n>0	z
-5	0.69	100	4.00	18:26	1.96	0.15	16	1.11	12:22	0.43
-4	0.37	45	2.13	19:26	2.35	0.26	29	1.72	14:22	1.28
-3	-0.18	-16	-1.01	9:26	-1.57	-0.02	-2	-0.10	14:22	1.28
-2	0.44	55	2.60	18:26	1.96	0.28	32	2.10	15:22	1.71
-1	-0.05	-5	-0.23	10:26	-1.18	0.14	15	1.11	13:22	0.85
A	0.48	62	2.83	18:26	1.96	0.08	9	0.73	11:22	0.00
1	0.46	58	2.95	18:26	1.96	0.56	74	2.30	16:22	2.13
2	0.20	22	1.07	14:26	0.39	0.19	21	0.90	14:22	1.28
3	-0.25	-22	-1.18	15:26	0.78	0.09	10	0.56	12:22	0.43
4	0.25	28	1.68	15:26	0.78	0.24	27	2.28	17:22	2.56
5	0.28	32	1.91	18:26	1.96	0.34	41	1.79	13:22	1.34
-5	-0.11	-11	-0.41	9:17	0.24	-0.15	-14	-0.65	6:15	-0.77
-4	0.07	8	0.54	14:26	0.39	0.43	54	1.93	16:22	2.13
-3	0.18	20	1.02	15:26	0.78	0.05	5	0.23	14:22	1.28
-2	0.00	0	-0.01	16:26	1.18	0.36	44	2.12	16:22	2.13
-1	0.85	133	4.55	21:26	3.14	1.09	197	5.66	19:22	3.41
E	0.39	48	3.33	20:26	2.75	0.28	32	1.76	16:22	2.13
1	0.21	23	1.30	18:26	1.96	0.27	31	1.26	13:22	0.85
2	-0.67	-49	-0.97	11:26	-0.78	0.02	2	0.11	12:22	0.43
3	0.08	9	0.36	12:26	-0.39	0.22	24	1.44	15:22	1.71
4	0.36	43	1.82	16:26	1.18	0.12	13	0.82	13:22	0.85
5	-0.69	-50	-0.83	12:26	-0.39	0.41	50	3.68	17:22	2.56
6	-0.11	-10	-0.28	15:26	0.78	0.06	6	0.38	12:22	0.43
7	-0.07	-7	-0.17	16:26	1.18	0.11	12	0.93	15:22	1.71
8	-0.13	-12	-0.33	16:26	1.18	0.03	3	0.19	10:22	-0.43
9	0.72	106	1.50	21:26	3.14	-0.06	-6	-0.31	11:22	0.00
10	0.34	41	2.47	18:26	1.96	0.18	20	1.25	13:22	0.85

5.1.1. *Tamaño Medio de las Transacciones*

El análisis anterior ha permitido detectar que las redefiniciones del índice provocan importantes incrementos en el valor efectivo negociado de los activos afectados. En esta sección el interés se centra en identificar los agentes que provocan dicho aumento en la actividad de negociación. En principio, la teoría atribuye el incremento a los cambios de demanda y oferta por reajustes de cartera de los fondos de gestión pasiva, que comprarían y venderían masivamente las acciones entrantes y salientes, respectivamente. La teoría presume también que el objetivo de estos inversores es minimizar el error de tracking por lo que deberían operar justo antes del cambio efectivo.

La variable tamaño medio de las transacciones, calculada dividiendo el valor efectivo negociado por el número de negociaciones diarias, se utiliza, para realizar inferencias acerca del tipo de agente que negocia alrededor de las revisiones del Ibex35. Lee y Radhakrishna (2000) han demostrado que esta variable es un buen proxy para distinguir entre inversores individuales e institucionales. Si los cambios en la demanda tienen su origen en fondos de gestión pasiva, el tamaño medio de las negociaciones debería ser anormalmente elevado, a menos que los fondos fragmenten sus órdenes, lo que es poco probable por razones de costes de transacción. Por el contrario, las órdenes pequeñas pueden tener su origen tanto en inversores finales como en arbitrajistas de riesgos⁶.

El tamaño medio anormal del activo i , en el periodo t , es el cociente entre el tamaño medio diario observado y su valor medio en un periodo de referencia igual a los seis meses anteriores a la redefinición, menos la unidad, $TMA_{it} = (TM_{it} / \overline{TM}_i) - 1$. El tamaño medio anormal de cada día del periodo de acontecimiento TAM_t , es la media de sección cruzada de las TMA_{it} . La estimación se realiza relativa a la fecha A_i y E , separadamente. Como en el caso del volumen el tamaño muestral varía para tener en cuenta la ocurrencia del otro hecho relevante.

En el cuadro 4 se presentan los valores anormales de la variable tamaño medio, en torno a la fecha de anuncio y de cambio efectivo. Por razones de espacio, sólo se muestra un período de once días alrededor de cada fecha, espacio de tiempo en el que se concentran los efectos destacables. En las entradas se puede apreciar que, en torno a la

⁶ Normalmente, en la literatura de microestructura se considera que los inversores informados prefieren negociar en bloques, por lo que el incremento del tamaño medio de las transacciones podría sugerir un incremento de la negociación basada en información. Sin embargo, en el caso de las revisiones del índice, la negociación en órdenes grandes se realiza por razones de liquidez y no de información.

fecha de anuncio, el tamaño medio de las transacciones no es, en ninguno de los once días considerados, significativamente mayor ni menor que en el periodo de referencia en base a los dos contrastes realizados. El día $A_i - 5$, el tamaño medio es un 68% superior a lo esperado, aunque sólo es estadísticamente significativo con el test paramétrico (t estadístico = 2.08 y p -valor = 0.05). Alrededor de la fecha E, en el día que precede al cambio efectivo el tamaño medio de las transacciones es un 58% superior a lo habitual, estadísticamente significativo con el test paramétrico ($t=1.79$ y p -valor = 0.09) y marginalmente significativo con el no paramétrico (p -valor = 0.12). Este día diecisiete activos alcanzan un tamaño medio positivo.

CUADRO 4: TAMAÑO MEDIO ANORMAL DE LA TRANSACCIÓN MEDIA DIARIA DE LAS ENTRADAS Y SALIDAS DEL IBEX35 EN TORNO A LA FECHA DE ANUNCIO Y DE CAMBIO EFECTIVO DE LA COMPOSICIÓN

En este cuadro Media es el valor del promedio diario del tamaño medio anormal de las transacciones calculado a partir de la normalización del tamaño medio diario de las transacciones de cada activo por un valor de referencia igual a la media de los seis meses anteriores a la redefinición. t es el estadístico de contraste del test paramétrico en el que se utiliza la desviación estándar de sección cruzada de las transacciones anormales diarias de los activos. En la columna $n>0$ la primera cifra es el número de activos en los que la media toma valor positivo y el segundo el tamaño muestral el día correspondiente. z es el estadístico del test de los signos. Los valores en negrilla implican que se rechaza la hipótesis nula a un nivel del 10% o inferior.

Día	Entradas (N=26)				Salidas (N=22)			
	Media	t	n>0	z	Media	t	n>0	z
-5	0.6827	2.08	16:26	1.18	-0.1766	-1.51	5:22	-2.56
-4	0.0439	0.34	12:26	-0.39	-0.2062	-2.26	8:22	-1.28
-3	0.2136	0.79	10:26	-1.18	-0.2392	-2.69	4:22	-2.98
-2	0.1215	0.96	16:26	1.18	-0.1493	-1.32	6:22	-2.13
-1	0.0542	0.38	14:26	0.39	0.1461	0.50	9:22	-0.85
A	0.3002	0.97	13:26	0.00	-0.0275	-0.13	8:22	-1.28
1	0.0210	0.19	13:26	0.00	0.2018	1.30	13:22	0.85
2	0.2426	0.89	12:26	-0.39	0.5115	0.75	9:22	-0.85
3	0.0091	0.09	13:26	0.00	0.2554	0.92	9:22	-0.85
4	0.1868	0.88	9:26	-1.57	0.0491	0.24	7:22	-1.71
5	0.0821	0.64	13:26	0.00	-0.0373	-0.25	6:22	-1.79
-5	-0.0319	-0.24	7:17	-0.73	0.1016	0.34	5:15	-1.29
-4	0.0320	0.30	13:26	0.00	0.0063	0.05	8:22	-1.28
-3	0.2841	0.90	9:26	-1.57	-0.1376	-1.14	6:22	-2.13
-2	-0.0433	-0.42	9:26	-1.57	-0.1317	-1.30	6:22	-2.13
-1	0.5816	1.79	17:26	1.57	0.9725	1.88	13:22	0.85
E	0.0084	0.08	13:26	0.00	0.0390	0.36	10:22	-0.43
1	0.1386	0.68	10:26	-1.18	0.1584	0.86	9:22	-0.85
2	-0.0774	-0.55	8:26	-1.80	-0.0099	-0.08	10:22	-0.43
3	-0.0705	-0.75	8:26	-1.96	0.1833	1.26	11:22	0.00
4	-0.0753	-0.82	13:26	0.00	0.0053	0.05	10:22	-0.43
5	-0.2145	-2.85	7:26	-2.20	0.3439	1.06	12:22	0.43

En el subgrupo de salidas el tamaño medio anormal no toma valores significativamente positivos en ninguno de los días que rodean la fecha de anuncio. En torno a E es mayor de lo habitual, en un 97%, el día E-1, en el que trece de los veintidós activos tienen tamaño anormal alto. Sin embargo, sólo se puede rechazar la hipótesis nula con el test paramétrico. No se observan negociaciones de tamaño superior a lo esperado después de la fecha de reajuste del índice.

Estos resultados corroboran que los fondos de inversión pasiva concentran el reajuste de sus carteras el día anterior a la recomposición, aunque no se puede descartar que negocien también alrededor del anuncio en el caso de las entradas. Difícilmente se puede atribuir el tamaño anormal del día A_i-5 a los fondos indexados por el elevado riesgo que supondría reajustar su cartera antes de confirmar la identidad de los entrantes. En el caso de las salidas, los menores tamaños de los días anteriores podrían deberse a una mayor actividad de los arbitrajistas o de inversores individuales. Con esta variable no parecen existir indicios de que los fondos demoren el reajuste de sus carteras después de la fecha E.

5.3. *La horquilla de precios en el mes de la redefinición*

En el mes de la redefinición negocian fundamentalmente inversores cuya motivación es liquidez, como los fondos indexados y los arbitrajistas de riesgos. Si esto es así, no se deberían observar valores anormales del spread proporcional en todos los días del periodo de acontecimiento. La existencia de spreads relativos anormales significativos podría indicar la presencia de inversores que negocian en base a información. En este sentido, analizando las revisiones del S&P500, Beneish y Whaley (1996) han detectado una reducción temporal del spread, y Hedge y McDermott (2000), han encontrado una reducción significativa en un periodo de nueve días (-4,+4) alrededor del reajuste, considerando esta evidencia consistente con la hipótesis de liquidez.

El valor anormal de esta variable se calcula de la misma forma que la anterior. La horquilla diaria se normaliza por la media del periodo de referencia y se le resta la unidad, obteniendo el valor anormal diario de la horquilla para cada uno de los activos de la muestra. El promedio diario es el valor anormal medio de la horquilla relativa. Los valores anormales medios estimados correspondientes a la ventana de acontecimiento de once días alrededor de A_i y de E se presentan en el cuadro 5. Se observa que en ningún caso la horquilla relativa aumenta significativamente respecto a su valor medio del periodo de referencia. De hecho, experimenta reducciones significativas importantes

entre los días A_{i-4} y A_{i-1} , así como en los días A_{i+3} y E_{i+1} , en el caso de las entradas. En las salidas los valores de la horquilla caen respecto al valor considerado normal en los días A_{i-4} , A_{i-2} y A_{i+1} , así como las de los días $E+3$ a $E+5$. Por tanto, no se detecta la presencia de negociación informada alrededor de los reajustes del Ibex35, por lo que el volumen observado se puede atribuir fundamentalmente a la actividad de los fondos, arbitrajistas de riesgos y otros inversores desinformados.

**CUADRO 5: SPREAD RELATIVO DE LAS ENTRADAS Y SALIDAS AL IBEX35
ALREDEDOR DEL DÍA DE ANUNCIO Y DE CAMBIO EFECTIVO DE LA
COMPOSICIÓN**

En este cuadro media es el valor del promedio diario del valor anormal de la horquilla relativa, calculado a partir de la normalización del spread diario de cada activo por un valor de referencia igual a la media de los seis meses anteriores a la redefinición. t es el estadístico de contraste del test paramétrico en el que se utiliza la desviación estándar en sección cruzada de las transacciones anormales diarias de los activos. En la columna $n>0$ la primera cifra es el número de activos en los que la media toma valor positivo y el segundo el tamaño muestral el día correspondiente. z es el estadístico del test de los signos. Los valores en negrilla implican que se rechaza la hipótesis nula a un nivel del 10% o inferior.

Día	Entradas (N=26)				Salidas (N=22)			
	Media	t	n>0	z	Media	t	n>0	z
-5	-0.09	-0.87	6:26	-2.75	-0.119	-1.63	9:22	-0.85
-4	-0.16	-1.72	6:26	-2.75	-0.166	-2.03	5:22	-2.56
-3	-0.32	-5.23	4:26	-3.53	-0.045	-0.44	8:22	-1.28
-2	-0.27	-3.85	6:26	-2.75	-0.156	-1.83	5:22	-2.56
-1	-0.26	-3.35	4:26	-3.53	-0.138	-1.61	7:22	-1.71
A	-0.13	-1.19	8:26	-1.96	-0.117	-1.35	7:22	-1.71
1	-0.17	-1.91	7:26	-2.35	-0.122	-2.65	6:22	-2.13
2	-0.12	-1.40	10:26	-1.18	-0.133	-1.59	6:22	-2.13
3	-0.13	-2.07	8:26	-1.96	-0.152	-1.64	5:22	-2.56
4	0.05	0.46	12:26	-0.39	-0.113	-0.88	6:22	-2.13
5	0.29	1.05	9:26	-1.57	-0.101	-0.70	4:22	-2.68
-5	0.05	0.56	9:17	0.24	0.203	0.98	5:15	-1.29
-4	-0.06	-0.58	10:26	-1.18	-0.061	-0.62	7:22	-1.71
-3	-0.05	-0.59	11:26	-0.78	-0.055	-0.66	7:22	-1.71
-2	-0.16	-1.68	6:26	-2.75	-0.111	-1.30	6:22	-2.13
-1	-0.13	-1.46	7:26	-2.35	-0.057	-0.54	6:22	-2.13
E	0.43	1.60	10:26	-1.18	-0.128	-0.88	6:22	-2.13
1	-0.17	-2.41	8:26	-1.96	-0.059	-0.46	7:22	-1.71
2	-0.12	-0.88	8:26	-1.96	-0.080	-0.78	7:22	-1.71
3	0.24	1.16	10:26	-1.18	-0.166	-2.42	6:22	-2.13
4	0.14	1.01	14:26	0.39	-0.138	-1.99	7:22	-1.71
5	0.13	0.66	9:26	-1.57	-0.212	-2.74	7:22	-1.71

6. Efectos posteriores a la redefinición del Ibex35

En los apartados anteriores se ha analizado el efecto de las decisiones de recomposición del Ibex35 en un periodo corto que, básicamente, comprende el mes de la redefinición. Este análisis ha permitido comprobar que los reajustes del Ibex35 generan rentabilidades anormales fundamentalmente en A_{i+1} y $E-1$ y que los precios cambian de sentido en E . El movimiento detectado en los precios se puede asociar a cambios contemporáneos en la demanda con origen en inversores que negocian por razones de liquidez y no en base a información. Evidencia que, en principio, es consistente con la hipótesis de presión sobre los precios.

En esta sección se examinan los efectos posteriores al mes de la revisión, una vez que la sustitución efectiva de los activos ha tenido lugar y que ha cesado la actividad de los fondos de gestión pasiva y de los arbitrajistas de riesgos. En primer lugar, se va a analizar formalmente la posible persistencia temporal de la revisión sobre los precios, lo que permitirá discriminar con mayor seguridad entre las cuatro posibles hipótesis explicativas del efecto observado. En segundo lugar, se realiza un contraste indirecto de la hipótesis de información. Por último, se analiza si el efecto precio detectado está relacionado con cambios en la liquidez.

6.1. *Persistencia del efecto precio*

Las hipótesis de información, de liquidez y de demanda de pendiente negativa predicen, por razones distintas, un efecto permanente en la revisión efectuada de los precios. La hipótesis de presión sobre los precios supone que el exceso de demanda aleja temporalmente el precio de los activos de su nivel fundamental, al que tienden a volver una vez que los fondos han terminado de reajustar sus carteras.

En el período que sigue a la recomposición del índice la evidencia empírica previa ha encontrado resultados diferentes en las distintas situaciones asociadas a las posibilidades de negociación de los fondos indexados. Bajo política de no preanuncio los fondos sólo pueden negociar después de la fecha de cambio efectivo, lo que podría justificar el efecto permanente detectado por Shleifer (1986), Dhillon y Johnson (1991) en las redefiniciones y por Kaul, Mehrotra y Morck (1999) en los cambios del método de ponderación. En este mismo contexto Harris y Gurel (1986) observan reversión gradual no completa.

La política de redefinición con anuncio anterior a la implantación del cambio, facilita la compra o venta de los activos por parte de los fondos índice con antelación a su incorporación o abandono. Todos los contrastes realizados en este contexto han encontrado que, aunque los fondos concentran el grueso de los reajustes el día E-1, su actividad se demora varios días después del cambio efectivo, provocando un proceso de reversión parcial a corto plazo, compatible con presión sobre los precios y demanda de pendiente negativa (Beneish, 1996, y Lynch y Mendenhall, 1997).

El propósito de esta sección es realizar un análisis de persistencia en un horizonte temporal más amplio que el contemplado por estos dos últimos trabajos. Un análisis formal que tiene en cuenta la magnitud de las rentabilidades anormales generadas antes y después de la recomposición, así como su signo. El test contrasta si las rentabilidades anormales acumuladas en distintos intervalos del mes de redefinición, se ven compensadas por las rentabilidades anormales acumuladas de signo contrario generadas a partir de E, considerando diferentes periodos temporales solapados. La hipótesis nula a contrastar es $H_0: CAR(X) = -CAR(E, E+h)$, donde en el lado izquierdo están las rentabilidades acumuladas a lo largo del mes de la redefinición y X puede ser igual a A_{i+1} , $(A_{i+1}, E-1)$ o $(A_i-s, E-1)$. En el lado derecho están las rentabilidades anormales acumuladas después del cambio efectivo, desde E hasta $h = 0, 10, 20, 40, 60$. La hipótesis de presión sobre los precios predice que las rentabilidades subsiguientes deben compensar completamente las rentabilidades generadas anteriormente. Si no se detecta reversión, o si ésta se produce en fechas alejadas, la entrada y salida provocaría un cambio permanente en el nivel de precios, compatible con las tres restantes hipótesis.

En el cuadro 6 se exponen los resultados del contraste. Por columnas, en la primera, aparecen las rentabilidades medias acumuladas posteriores al cambio efectivo para los intervalos solapados indicados a su izquierda. Las tres siguientes recogen las rentabilidades medias acumuladas en los tres periodos señalados del mes de la redifinición y, entre paréntesis, el estadístico t de contraste de la hipótesis nula de que la rentabilidad anormal media es igual a la acumulada postredefinición cambiada de signo.

Empezando en las entradas por las rentabilidades generadas en A_{i+1} , no se puede rechazar la hipótesis nula de igualdad con las rentabilidades acumuladas para todos los plazos posteriores a E. Por lo que se refiere al periodo $(A_{i+1}, E-1)$ las rentabilidades positivas generadas se ven compensadas por las negativas de los primeros diez días después de la sustitución de los activos. Sólo en el periodo $(E, E+40)$ las rentabilidades acumuladas postredefinición son significativamente distintas a las anteriores (t estadístico = 1.74 y p-valor = 0.09). Se rechaza claramente que las

rentabilidades negativas posteriores compensen a las positivas generadas en el mes de la redefinición entre $(A_i-s_i, E-1)$. Por tanto, se rechaza que exista reversión del movimiento de los precios de todo el mes de la redefinición y en el período de transición, pero se acepta la existencia de reversión del incremento de los precios producida en el día A_i+1 . En conjunto, en las entradas los precios se sitúan a un nivel superior al existente antes de la entrada de las acciones en el índice, pero inferior al alcanzado en la redefinición.

En las salidas se da reversión completa en todos los casos. Las rentabilidades negativas generadas en los periodos $(A_i+1, E-1)$ y $(A_i-s_i, E-1)$, se recuperan en los primeros diez días. Las correspondientes al día A_i+1 , se recuperan inmediatamente y las rentabilidades positivas posteriores no sólo compensan sino que exceden las negativas anteriores. En consecuencia, se aprecia un efecto divergente de persistencia parcial del movimiento de precios en las entradas y de reversión completa en el caso de las salidas.

CUADRO 6: PERSISTENCIA DE LAS RENTABILIDADES ANORMALES EN LAS REDEFINICIONES DEL IBEX35.

En este cuadro se contrasta la hipótesis nula de que las rentabilidades positivas (negativas) generadas por las entradas (salidas) del índice en determinados días o periodos, se ven compensadas por las de signo contrario acumuladas en periodos de tiempo solapados posteriores al cambio efectivo. Estadístico t entre paréntesis. Los valores en negrilla indican que se rechaza la hipótesis nula a un nivel del 10% o inferior.

	CAR(E,h)	A_i+1	$(A_i+1, E-1)$	$(A_i-s_i, E-1)$
<i>Entradas</i>				
Media		2.3024	6.8035	11.3813
E	-0.7976	(1.45)	(2.94)	(3.82)
(E,E+10)	-4.7834	(0.93)	(0.63)	(1.78)
(E,E+20)	-2.5995	(0.09)	(1.10)	(2.07)
(E,E+40)	0.8772	(0.79)	(1.74)	(2.56)
(E,E+60)	-2.2574	(0.01)	(0.85)	(1.61)
<i>Salidas</i>				
Media		-1.5902	-4.8043	-6.8946
E	1.0389	(0.65)	(2.17)	(2.40)
(E,E+10)	6.5044	(2.49)	(0.68)	(0.13)
(E,E+20)	9.1157	(3.18)	(1.53)	(0.68)
(E,E+40)	8.8243	(2.63)	(1.28)	(0.54)
(E,E+60)	10.3084	(2.35)	(1.37)	(0.78)

6.2. *Hipótesis de Información*

Algunos autores sostienen que los efectos permanentes observados en las revisiones del S&P500 son compatibles con argumentos de información. Esta afirmación se apoya en dos puntos: el primero se refiere a que, por su actividad, el proveedor del índice dispone de más información que el mercado y, segundo, en que entre los criterios utilizados se encuentra la situación financiera de la empresa. En principio, en el caso del Ibex35, no se dan estas dos circunstancias. El gestor del índice no tiene acceso a información privada y en el proceso de redefinición no se manejan criterios relacionados con perspectivas futuras de las empresas. De esta forma, el anuncio de la redefinición sólo contiene información acerca de un cambio esperado en la demanda de magnitud desconocida. Sin embargo, la reacción de los precios detectada en el periodo previo al anuncio ($A_i - s_i$, A_i), en el día $A_i + 1$, y en el periodo entre $A_i + 2$ y $E - 1$, podría ser consistente con la hipótesis de información en una política de preanuncio como la practicada por la Sociedad de Bolsas.

Aunque la separación temporal entre los días de anuncio y cambio efectivo permite extraer inferencias relacionadas con la existencia o no de información, en este apartado se realizan tests adicionales a fin de verificar si la hipótesis de señales explica el efecto observado de las revisiones del Ibex35. Para ello, se utiliza en primer lugar un índice auxiliar no sometido a indexación, en línea con lo propuesto por Jain (1987). El segundo de los tests relaciona la revisión de los precios con los shocks de demanda.

Efectos de la creación del Ibex Complementario

El primer test se realiza considerando una muestra adicional de entradas a un índice auxiliar. Esta submuestra de control tiene iguales características que la de contraste (entrada en un índice), excepto en que no es objeto de seguimiento por parte de los inversores institucionales. Si la hipótesis de información es cierta, la entrada en este índice sería considerada por el mercado como una buena noticia y el precio de las acciones subiría el día $A_i + 1$ pero no en $E - 1$. No obstante, la magnitud del efecto debería ser menor al tratarse de un índice menos conocido por los inversores.

En una prueba similar Collins, Wansley y Robinson (1995), detectaron un importante efecto precio en la fecha de creación del índice MidCap400, y Jain (1987) encontró un efecto similar al observado en el SP&500 en las revisiones de los índices complementarios creados por el mismo gestor.

En concreto, se utilizan las acciones incluidas en el índice Ibex Complementario el día en que se hizo pública su creación⁷. El Ibex Complementario es un índice formado por un número variable de acciones negociadas en el mercado continuo de la bolsa española. La pertenencia a este índice es incompatible con el Ibex35. En este caso coinciden el día A_i+1 y el de cambio efectivo E. El contraste se realiza utilizando una adaptación del modelo (2) anterior, centrado en el día de anuncio. Dado que la fecha de entrada es la misma para todos los activos, la estimación se realiza formando una cartera equiponderada con todos ellos a fin de evitar problemas de correlación contemporánea. El resultado de la estimación es el siguiente,

$$R_{pt} = 0.00 + 0.50R_m - 0.03d_1 + 0.00A + 0.01A+I - 0.02d_6 - 0.04d_7 - 0.03d_8 - 0.05d_9$$

(0.41) (17.20) (-0.97) (0.12) (0.60) (-0.73) (-1.51) (-0.67) (-0.25)

Las rentabilidades anormales en la fecha de anuncio y el día que le sigue no son significativamente distintas de cero. Las rentabilidades acumuladas en el periodo previo y los distintos intervalos posteriores son negativas pero no estadísticamente significativas. En consecuencia, la entrada a un nuevo índice no tiene ningún efecto económico apreciable sobre los precios de las acciones, lo que añade evidencia para descartar la hipótesis informativa como explicación del efecto precio observado en las entradas y salidas del Ibex35.

El efecto precio y el desarrollo de la industria de fondos de inversión

El segundo de los tests realizados se apoya en que la hipótesis de información implica que el efecto de la decisión sobre los precios es independiente de shocks temporales de demanda y del aumento de los fondos invertidos en los activos. Además, debe afectar permanentemente no sólo al precio de las acciones, sino también al del resto de los activos emitidos por la empresa y a aquellos otros que los utilizan como subyacente (Dhillon y Johnson, 1991).

El test consiste en relacionar el efecto precio observado con el crecimiento en la industria de fondos, dividiendo el periodo muestral completo en dos subperiodos: el primero de Diciembre de 1991 a Diciembre de 1994 y el segundo de Enero de 1995 a Junio 1998. Debido al auge experimentado por los fondos de gestión pasiva en estos años, las cantidades invertidas en las acciones del índice son mucho mayores en el segundo período que en el primero (García-Vaquero, 1999). Si la hipótesis de

⁷ La creación del Ibex Complementario se anunció el último día del mes de Enero de 1998 y se empezó a calcular al día siguiente.

información es cierta, las rentabilidades anormales medias no deberían diferir significativamente entre subperiodos.

En el cuadro 7 se presentan los resultados obtenidos para las entradas y salidas del índice en ambos subperiodos de acuerdo con la ecuación (2). En la parte superior se presentan los correspondientes al primer subperiodo y la inferior los relativos al segundo. En ambos casos a la izquierda se presentan los referidos a las altas y a la derecha los de las bajas. En el primer subperiodo se han producido 12 entradas y 12 salidas. En el segundo han tenido lugar 14 altas y 10 bajas.

CUADRO 7: REDEFINICIONES DEL IBEX35. ANÁLISIS POR SUBPERIODOS

En este cuadro se recogen los resultados de la estimación con datos postacontecimiento del modelo $R_i = \alpha_i + \beta_i R_m + D_i \Gamma_i + \epsilon_i$. Para cada activo se han utilizado las rentabilidades diarias observadas desde el primer día del mes de la redefinición, A_i-s_i hasta ciento cuarenta y cinco días después del día de cambio efectivo, E_i+145 . $\bar{\gamma}_k$ es el promedio de los coeficientes estimados y representa la rentabilidad anormal media del día o la rentabilidad anormal media acumulada del subperiodo correspondiente. n es el número de activos con coeficiente estimado positivo. En el estadístico t de contraste se utiliza el error estándar de los coeficientes estimados en la regresión del modelo. z es el estadístico correspondiente al test de los signos. Los valores en negrilla son estadísticamente significativos a un nivel del 10% o inferior.

	Entradas				Salidas			
	$\bar{\gamma}_k$ (%)	t	n>0	z	$\bar{\gamma}_k$ (%)	t	n>0	z
<i>Primer Subperiodo 1991-94</i>								
(N=12)					(N=12)			
$d_1(A_i-s_i, A_i)$	5.8564	2.29	9	1.73	-0.6491	-0.22	7	0.58
$d_2(A_i+1)$	1.1246	1.95	8	1.15	-0.4275	-0.59	6	0.00
$d_3(A_i+2, E-2)$	0.0868	0.09	2	-2.31	-0.4205	-0.31	5	-0.58
$d_4(E-1)$	0.6892	1.19	7	0.58	-2.8215	-3.88	5	-0.58
$d_5(E)$	1.3916	2.39	8	1.15	0.6472	0.87	7	0.58
$d_6(E+1, E+10)$	-3.1302	-1.62	6	0.00	5.2654	2.16	8	1.15
$d_7(E+11, E+20)$	1.3185	0.69	7	0.58	3.9538	1.65	9	1.73
$d_8(E+21, E+40)$	3.1111	1.09	8	1.15	-2.4738	-0.69	5	-0.58
$d_9(E+41, E+60)$	-2.9652	-1.05	6	0.00	5.0951	1.43	8	1.15
<i>Segundo Subperiodo 1994-98</i>								
(N=14)					(N=10)			
$d_1(A_i-s_i, A_i)$	3.4818	1.51	9	1.07	-2.6359	-1.08	4	-1.60
$d_2(A_i+1)$	3.3120	6.11	12	2.67	-2.3643	-3.93	1	-3.21
$d_3(A_i+2, E-2)$	3.4584	3.08	8	0.53	-1.9458	-1.82	4	-1.60
$d_4(E-1)$	4.2358	7.82	11	2.14	-2.2948	-3.81	0	-3.74
$d_5(E)$	-2.6740	-4.91	4	-1.60	1.5457	2.52	5	-1.07
$d_6(E+1, E+10)$	-4.7192	-2.61	3	-2.14	5.8676	2.90	9	1.07
$d_7(E+11, E+20)$	2.9255	1.62	8	0.53	0.6634	0.33	6	-0.53
$d_8(E+21, E+40)$	3.7902	1.42	8	0.53	2.3278	0.79	6	-0.53
$d_9(E+41, E+60)$	-3.2798	-1.23	4	-1.60	-1.5441	-0.52	6	-0.53

La observación de los resultados permite apreciar comportamientos muy distintos en ambos subperiodos tanto en las incorporaciones como en las exclusiones. En particular, en el primer subperiodo el anuncio de la redefinición no ejerce ninguna influencia clara sobre los precios, a excepción de los días que anteceden al anuncio de la medida en las entradas, con una rentabilidad media acumulada del 5.85%, significativa a niveles habituales con los tests paramétrico y de los signos. En el segundo subperiodo se producen rentabilidades anormales a lo largo de todo el mes y los diez días siguientes en ambos grupos de acciones, siendo especialmente importante su magnitud el día siguiente al anuncio y el anterior al cambio efectivo.

El diferente comportamiento de los precios en ambos subperiodos y la concentración de los efectos en los días A_i+1 y $E-1$ en el segundo de ellos, demuestra que la reacción de los precios en el mes de la redefinición está vinculada al crecimiento de la industria de fondos de inversión y es contrario a la hipótesis de información. En consecuencia se puede afirmar que el cambio en el precio de las acciones generado por las revisiones en el índice no es independiente del capital invertido. Esta evidencia es consistente con los resultados obtenidos por Harris y Gurel (1986) y Shleifer (1986), y contradice argumentos de información.

6.3. *Hipótesis de Liquidez*

Las hipótesis anteriormente enunciadas aportan conjeturas diferentes al comportamiento del volumen. La hipótesis de presión sobre los precios predice que el cambio de volumen debe darse en el período de acontecimiento y que después recupera su nivel normal. La hipótesis de liquidez considera que los cambios en el volumen de negociación son un signo de cambios en la liquidez. Finalmente, la hipótesis de demanda de pendiente negativa plantea que la cantidad de acciones disponibles es menor (mayor) después de las entradas (salidas), lo que reducirá (aumentará) el volumen.

La mayoría de los trabajos realizados en esta línea se limitan a establecer una relación entre las rentabilidades acumuladas en el periodo de acontecimiento y el volumen anormal contemporáneo en el mismo período (Lynch y Mendenhall, 1997) pero no analizan el comportamiento del volumen en el periodo posterior. Edmister et al. (1995), Beneish y Whaley (1996) y Harris y Gurel (1986) encuentran un incremento permanente del volumen de negociación en las acciones que entran.

El objetivo en este apartado es analizar el volumen una vez que ha cesado la actividad de reajuste de carteras de los fondos y la de los arbitrajistas de riesgos, de forma que se pueda atribuir cualquier cambio a la acción conjunta de los fondos indexados por los cambios netos diarios en sus participes, el arbitraje de índices y la llegada de nuevos inversores atraídos por el mayor flujo de información y la visibilidad de los activos.

Para diferenciar entre las tres teorías dividimos el periodo muestral completo alrededor de la recomposición en tres intervalos: antes del mes de la redefinición a, el mes de la redefinición r, y después del reajuste, d. Los intervalos anterior y posterior duran aproximadamente seis meses: el anterior termina el día que precede al inicio del mes de la redefinición y el posterior empieza el onceavo día después del cambio efectivo, una vez que han cesado los reajustes de los fondos indexados. En cada uno de los tres subperiodos considerados se calcula para cada activo la media en serie temporal del volumen medido como valor efectivo negociado, obteniendo una sección cruzada de valores medios. El cambio de volumen se calcula de acuerdo con la expresión, $Ln(\bar{V}_{ih}/\bar{V}_{ik})$, donde \bar{V}_{ih} es la media del valor efectivo negociado del activo i en el periodo h = d, r, y \bar{V}_{ik} , es la media del valor efectivo negociado en el periodo k = r, a, anterior.

En el cuadro 8 se observa que, si se compara el periodo posterior con respecto al anterior, la redefinición provoca un aumento no significativo del 22,49% del volumen negociado en las entradas y un aumento insignificante del 9,74% en las salidas. El volumen sólo aumenta de forma significativa en el mes de la redefinición en relación a los seis meses que le preceden. No obstante, si se calcula el cambio de volumen utilizando el valor efectivo negociado ajustado por el volumen contemporáneo del mercado la situación es diferente. El ajuste se realiza normalizando el volumen del activo i el día t por el volumen negociado en el mercado el mismo día. El cambio de volumen ajustado al mercado se calcula como $Ln(\bar{V}'_{ih}/\bar{V}'_{ik})$, donde \bar{V}'_{ih} es la media del volumen ajustado del activo i en el periodo h y \bar{V}'_{ik} , es la media del valor efectivo negociado ajustado al mercado en el periodo k, anterior. Con este ajuste el aumento de volumen antes observado en el caso de las entradas se transforma en una reducción no significativa del -12%. Por lo que se refiere a las salidas, desaparece el aumento detectado, que pasa a ser negativo de -13,49%, aunque sólo marginalmente significativo.

En principio estos resultados son contrarios a la hipótesis de liquidez, dado que las rentabilidades anormales observadas deberían ir acompañadas de un aumento significativo de volumen en el caso de las entradas y de una reducción en el caso de las salidas.

CUADRO 8: CAMBIO PERMANENTE DEL VOLUMEN DE NEGOCIACIÓN.

En este cuadro se consideran tres periodos de tiempo: d = después de la redefinición, a= antes, y r = mes de la redefinición del índice. En cada periodo se calcula el valor medio diario de cada variable para cada activo. El cambio relativo de la variable considerada de un periodo a otro se calcula como el logaritmo del cociente de los promedios en cada periodo de la variable considerada. Media es la media de sección cruzada de los cambios relativos. t es el estadístico t para contrastar la hipótesis nula de que el cambio relativo es nulo. p es la probabilidad marginal de dicho contraste. n es el número de activos con valores positivos de la medida de cambio relativo. z es el estadístico del test no paramétrico de los signos.

En la parte inferior se estima el cambio del spread proporcional independiente de las variaciones en el volumen, nivel de precios y volatilidad mediante la ecuación, $Ln(S_{ih}/S_{ik}) = \alpha_0 + \alpha_1 Ln(V_{ih}/V_{ik}) + \alpha_2 Ln(iP_{ih}/iP_{ik}) + \alpha_3 Ln(\sigma_{ih}/\sigma_{ik}) + \varepsilon_i$. El efecto del cambio del spread lo capta el intercepto α_0 .

	Entradas			Salidas		
	d/a	d/r	r/a	d/a	d/r	r/a
Volumen						
Media	0.2249	0.0126	0.4671	0.0974	-0.1304	0.2278
t estadístico	1.46	0.10	2.58	1.00	-1.08	2.46
p-valor	0.14	0.92	0.01	0.32	0.28	0.01
Mediana	0.0023	-0.0619	0.3914	-0.0729	-0.1675	0.2493
n>0	13	13	16	10	9	14
z	0.00	0.00	1.18	-0.43	-0.85	1.28
p-valor	1.00	1.00	0.24	0.67	0.39	0.20
Volumen Relativo al Mercado						
Media	-0.1200	-0.2633	0.1433	-0.1349	-0.1317	-0.0032
t estadístico	-1.05	-2.26	1.17	-1.45	-1.16	-0.03
p-valor	0.29	0.02	0.24	0.15	0.25	0.98
Mediana	-0.0734	-0.3012	0.2624	-0.1329	-0.1101	0.0068
n>0	11	7	18	5	7	11
z	-0.78	-2.35	1.96	-2.56	-1.71	0.00
p-valor	0.43	0.02	0.05	0.01	0.09	1.00
Spread Relativo						
constante	-0.0696	-0.0897	-0.0839	0.0439	0.0890	-0.2854
t estadístico	-0.98	-0.93	-1.33	0.40	0.99	-2.56
iP	-0.0861	0.4432	0.0113	0.0876	-0.3237	0.8972
t estadístico	-0.77	1.20	0.09	0.22	-0.68	1.55
V	-0.3727	-0.3876	-0.1617	-0.4754	-0.3166	0.2889
t estadístico	-3.92	-2.82	-1.81	-1.90	-2.23	1.53
σ	0.2696	0.6588	0.0417	0.2879	0.9722	0.2607
t estadístico	1.14	2.44	0.21	0.78	2.73	0.66

Dentro de la hipótesis de la liquidez merece mención aparte el comportamiento del spread proporcional. Si la hipótesis de liquidez es cierta las redefiniciones del índice deberían tener un efecto permanente sobre el mismo, reduciendo el spread de las acciones entrantes y aumentando el de las salientes. Kaul, Mehrotra y Morck (1999) no encuentran cambios en el spread de la redefinición puntual de las ponderaciones efectuada por el TSE300 en 1996. Beneish y Whaley (1996) detectan una reducción temporal del spread relativo y Erwin y Miller (1998) observan una reducción del spread medio diario (absoluto y relativo) que atribuyen a la mejora de la eficiencia informativa conseguida vía arbitraje de índices.

La literatura sugiere que las variaciones en el spread pueden ser el resultado de cambios en el volumen de negociación, la volatilidad de la rentabilidad y los niveles de precios. En particular se ha demostrado que el spread proporcional cae ante incrementos en los precios y el volumen y con disminuciones de la volatilidad. Para tener en cuenta este hecho se estima una regresión de sección cruzada con el cambio del spread relativo como variable independiente y los cambios de volumen, la inversa del precio y volatilidad como variables independientes. De esta forma se corrige cualquier posible sesgo provocado por acontecimientos distintos de la redefinición del índice.

$$\ln(S_{ih}/S_{ik}) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(V_{ih}/V_{ik}) + \alpha_2 \ln(iP_{ih}/iP_{ik}) + \alpha_3 \ln(\sigma_{ih}/\sigma_{ik}) + \varepsilon_i \quad (5)$$

donde: S_i es el spread relativo del activo i , V_i es el volumen, iP_i es la inversa del precio⁸, σ_i la volatilidad de la rentabilidad. Como antes $h = d$, r y $k = r$, a . El intercepto α_0 capta el efecto de la entrada o salida de los activos en el índice independientemente del cambio de volumen, precio y volatilidad. La predicción es que $\alpha_0 < 0$.

Los resultados de este análisis multivariante del spread relativo se recogen en la parte inferior del cuadro 8. Es de destacar, que el spread proporcional experimenta una reducción no significativa en las entradas en los tres intervalos temporales considerados. En las salidas, sólo se detecta un cambio apreciable del spread, con signo contrario al esperado, en el mes de la redefinición en relación al periodo anterior.

La evidencia obtenida en este apartado indica que los reajustes en el índice no tienen efectos permanentes sobre la liquidez de los activos medida por el volumen, una vez que se corrige por la tendencia general del mercado, ni sobre el spread relativo después de controlar por volumen, precio y volatilidad. El volumen sólo cambia

⁸ Se utiliza la inversa del precio a fin de tener en cuenta la convexidad en el spread relativo inducida por el tick.

significativamente en el mes de la redefinición, lo que contradice las predicciones de la hipótesis de liquidez y es compatible con la existencia de presión sobre los precios. Sin embargo, la persistencia en las altas del efecto precio pero no del volumen, podría ser consistente con la hipótesis de curvas de demanda de pendiente negativa. En las bajas, de la ausencia de persistencia en precios y volumen se infiere presión sobre los precios.

Rentabilidad Anormal y Liquidez

Un test adicional de regresión permite contrastar las predicciones de las tres teorías anteriores. Si la hipótesis de liquidez es cierta, la relación entre rentabilidad acumulada en el mes de la redefinición y el cambio de volumen debería ser positiva. Si lo es la hipótesis de demanda de pendiente negativa, la relación debería ser negativa. En la hipótesis de presión sobre los precios la relación debería ser no significativa.

El incremento de volumen se considera un signo de mejora de la liquidez. La utilización del volumen anormal en el periodo de acontecimiento, como hacen Danielsen y Sorescu (1999), podría llevar a resultados paradójicos en el contexto del reajuste de los índices. En las entradas el mayor volumen se vería recompensado con una mayor rentabilidad, y en las salidas es castigado con rentabilidades anormales negativas, lo que cuestiona el volumen anormal durante el período de acontecimiento como medida adecuada de liquidez. Amihud et al (1997) utilizan el cambio relativo de volumen, de forma que la reacción del precio en el periodo de acontecimiento anticipa el cambio en la liquidez ocasionado por el mismo. De esta forma, si predomina el efecto liquidez, las rentabilidades anormales positivas de las entradas y negativas de las salidas, deberían estar positivamente relacionadas con el cambio posterior de volumen.

Para analizar si las rentabilidades anormales acumuladas generadas por los ajustes en el índice están relacionadas con cambios en la liquidez se estima la siguiente ecuación de regresión,

$$CAR_i = \alpha_0 + \alpha_1 dLIQ_i + \varepsilon_i, \quad (6)$$

donde la variable dependiente es la rentabilidad anormal acumulada del activo i en todo el mes de la redefinición, y la variable independiente es el cambio de liquidez del periodo posterior respecto al anterior, medido por el cambio volumen ajustado al mercado o el cambio independiente del spread proporcional. En esta regresión el intercepto se puede interpretar como la parte de la rentabilidad anormal acumulada no explicada por los cambios en la liquidez.

Los resultados de la regresión se presentan en el panel A del cuadro 9. Se observa que la rentabilidad anormal acumulada generada por las entradas y salidas al índice no está significativamente relacionada con ninguna de las medidas utilizadas de cambio de liquidez. No obstante, el cambio de liquidez debido a la revisión del índice podría diferir entre activos dependiendo del nivel inicial en el periodo anterior al acontecimiento. Para tener en cuenta esta posibilidad, vamos a permitir que varíe el coeficiente α_1 , que recoge el efecto del cambio de liquidez, de la forma propuesta por Berkman y Eleswerapu (1998),

$$\alpha_{i1} = \beta_1 + \beta_2 LIQ_{ia} + \eta_i, \quad (7)$$

donde LIQ_{ia} es el nivel inicial de liquidez. Sustituyendo (7) en la ecuación (6) anterior queda,

$$CAR_i = \gamma_0 + \gamma_1 dLIQ_i + \gamma_2 (dLIQ_i \times LIQ_{ia}) + v_i, \quad (8)$$

donde el coeficiente γ_2 recoge el efecto asociado a la interacción entre el cambio de liquidez y su nivel inicial. Un coeficiente γ_2 negativo indica que el efecto precio de la redefinición es más importante para los títulos menos líquidos. Los resultados de esta segunda regresión se presentan en el panel B y corroboran, en términos generales los anteriormente obtenidos. Se puede afirmar que no existe relación entre la rentabilidad y los cambios en la liquidez inducidos por la recomposición del índice, a excepción del caso de las salidas en que la relación es positiva y estadísticamente significativa (t estadístico = 1.81 y p -valor = 0.09). Asimismo, la rentabilidad acumulada no parece estar relacionada con los niveles previos alcanzados por la liquidez, dado que no se puede rechazar la hipótesis nula de que el coeficiente γ_2 sea igual a cero. La significatividad estadística del intercepto en todas las ecuaciones estimadas indica que existe una parte importante de la rentabilidad acumulada no explicada por razones de liquidez. La insignificancia de la relación favorece una explicación de presión sobre los precios.

CUADRO 9: RENTABILIDAD ANORMAL ACUMULADA Y LIQUIDEZ

En el panel A de este cuadro se recogen los resultados de la estimación del modelo $CAR_i = \alpha_0 + \alpha_1 dLIQ_i + \varepsilon_i$, en el que la variable dependiente es la rentabilidad acumulada en todo el mes de la redefinición $CAR(A_i-s_i,E-1)$ y la variable independiente el cambio de volumen ajustado por el mercado o el cambio del spread relativo, de los seis meses posteriores a la recomposición del índice respecto a los seis anteriores. El coeficiente γ_1 corresponde a la variable de liquidez considerada en ambos modelos. En el panel B, se muestran los resultados de la regresión $CAR_i = \gamma_0 + \gamma_1 dLIQ_i + \gamma_2 (dLIQ_i \times LIQ_{ia}) + v_i$ con la misma variable dependiente que el modelo anterior. La segunda de las variables independientes recoge la interacción entre el cambio de liquidez y su nivel inicial. El coeficiente γ_2 se asocia al efecto interacción de la variable cambio de liquidez con el nivel de la misma en el periodo inicial. El estadístico t se aparece entre paréntesis y debajo el p-valor correspondiente.

	Entradas			Salidas		
	γ_0	γ_1	γ_2	γ_0	γ_1	γ_2
Panel A: <i>Modelo 1</i>						
Volumen	0.1197 (4.05) 0.00	0.0492 (1.12) 0.27		-0.0673 (-2.67) 0.01	0.0119 (0.31) 0.76	
Spread	0.1113 (4.50) 0.00	-0.0662 (-0.95) 0.35		-0.0683 (-2.86) 0.01	-0.0205 (-0.72) 0.48	
Panel B: <i>Modelo 2</i>						
Volumen	0.1125 (3.86) 0.00	0.1077 (1.16) 0.26	-5.1930 (-1.04) 0.31	-0.0693 (-2.69) 0.01	0.2611 (1.81) 0.09	-59.8181 (-1.68) 0.11
Spread	0.1149 (3.95) 0.00	-0.1427 (-0.90) 0.38	8.5321 (0.59) 0.56	-0.0747 (-2.70) 0.01	0.0274 (0.34) 0.74	-2.5318 (-0.84) 0.41

7. Conclusiones

En este trabajo se ha analizado el efecto en los precios y la actividad de negociación de las redefiniciones del índice Ibex35. Se ha utilizado para ello una muestra de 26 entradas y 22 salidas estables en el periodo enero 1991-diciembre 1998. Se ha comprobado que las revisiones del Ibex35 provocan una importante reacción en el precio de las acciones afectadas, fundamentalmente el día siguiente al anuncio y en la fecha anterior a la recomposición efectiva del índice, tanto en las acciones que entran

como en las que lo abandonan. En ambos casos la mayor rentabilidad anormal se produce el día que precede al reajuste, del 2.59% en las altas y de -2.02% en las salidas. En las entradas se detecta también una revisión anticipada de los precios antes del anuncio, que señala posibilidad de seguir estrategias de inversión rentables basadas en predicciones sustentadas en la información utilizada por el gestor del índice para tomar sus decisiones. El mayor riesgo que conlleva la explotación de dichas estrategias en el caso de las salidas hace que no se detecten en este caso rentabilidades anormales en dicho subperiodo. Los resultados confirman que, después del ajuste, los precios revierten en un plazo de diez días a sus niveles previos. La reversión es completa en el caso de las salidas aunque sólo parcial en el caso de las entradas.

Asimismo, se ha comprobado que las rentabilidades anormales generadas no están relacionadas con información acerca de las perspectivas futuras de las empresas afectadas, dada la ausencia de efecto precio producida en la creación del índice Ibex Complementario y la relación existente entre los efectos generados por la revisión del Ibex35 y el crecimiento de la industria de fondos de inversión.

En un análisis de los cambios de la actividad de negociación en los seis meses posteriores y del propio mes de la redefinición, respecto a los seis meses anteriores al reajuste, se ha comprobado que las redefiniciones sólo producen cambios significativos del volumen en el mes de la recomposición, pero no en el periodo posterior. Finalmente, se ha observado que las rentabilidades anormales acumuladas en el mes de la redefinición no están relacionadas con las medidas de cambio relativo de liquidez ni con sus niveles iniciales previos. En conjunto, la evidencia obtenida apoya la hipótesis de presión sobre los precios como explicación de los efectos provocados por las revisiones del índice Ibex35.

Referencias Bibliográficas

- Ajinkya, B., Jain, P., 1989, The Behavior of Daily Stock Market Trading Volume, *Journal of Accounting and Economics* 11, pp. 331-359.
- Amihud, Y., Mendelson, H., y Lauterbach, B., 1997, Market Microstructure and Securities Values: Evidence from the Tel Aviv Stock Exchange, *Journal of Financial Economics* 45, pp. 365-390.
- Beneish, M. , y Gardner, J., 1995, Information Costs and Liquidity Effects from Changes in the Dow Jones Industrial Average List, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 30, pp. 135-157.
- Beneish, M., y Whaley, R., 1996, An Anatomy of the S&P Game: The Effects of Changing the Rule, *Journal of Finance* 51, pp.1909-1930.
- Berkman, H., y Eleswerapu, V., 1998, Short-term Traders and Liquidity: A Test Using Bombay Stock Exchange Data, *Journal of Financial Economics* 47, pp. 399-355.
- Collins, M.C., Wansley, J.W., y Robinson, B., 1995, Price and Volume Effects Associated with the Creation of Standard & Poor's Midcap Index, *Journal of Financial Research* 18(3), pp.29-350.
- Danielsen, B., y Sorescu, S., 1999, Why Do Option Introduction Depress Stock Prices?. An Empirical Study of Diminishing Short-Sale Constraints, *Journal of Finance*, forthcoming.
- Dhillon, U., y Johnson, H., 1991, Changes in the Standard and Poor's 500 List, *Journal of Business*, 64(1), pp. 76-85.
- Edmister, R., Graham, A., y S., Pirie, W., 1994, Excess Returns of Index Replacement Stocks: Evidence of Liquidity and Substitutability, *Journal of Financial Research* 17(3), pp. 333-346.
- Erwin, G., y Miller, J., 1998, The Liquidity Effects Associated with Addition of a Stock to the S&P Index: Evidence from the Bid/Ask Spreads, *Financial Review* 33, pp. 131-146.
- García-Vaquero, V., 1999, El auge de los fondos de inversión: causas, implicaciones y perspectivas, *Boletín Económico*, Banco de España, Julio-Agosto, pp.69-77.
- Gompers, P. y Lerner, J., 2000, Money chasing deals?. The impact of fund inflows on private equity valuations, , *Journal of Financial Economics* 55, pp. 283-325.
- Green, J., y Smart, S., 2000, Liquidity Provision and Noise Trading: Evidence from the "Investment Dartboards" Column, *Journal of Finance*, forthcoming.
- Harris, L., y Gurel, E. (1986), Price and Volume Effects Associated with Changes in the S&P 500 List: New Evidence for the Existence of Price Pressure, *Journal of Finance* 41, pp. 815-829.

- Hedge, S., y McDermott, J., 2000, The Liquidity Effects of Additions to the S&P500 Index, working paper, University of Connecticut
- Jacques, W. E., 1989, The S&P 500 Membership Anomaly, or Would you Join this Club ?, *Financial Analysis Journal*, pp. 73-75.
- Jain, P., 1987, The Effect on Stock Price of Inclusion in or Exclusion from the S&P 500, *Financial Analysis Journal*, January, pp. 58-65.
- Kadlec, G., y McConnell, J., 1995, The Effect of Market Segmentation and Illiquidity on Asset Prices: Evidence from Exchange Listings, *Journal of Finance* 59 (2), pp. 611-636.
- Kandel, S., Sarig, O., y A. Wohl, 1999, The Demand for Stocks: An Analysis of IPO Auctions, *Review of Financial Studies* 12(2), 227-247.
- Kaul, A., Mehrotra, V., y Morck, R., 1999, Demand Curves for Stocks Do Slope Down: New Evidence from an Index Weights Adjustment, *Journal of Finance*, April.
- Lamoroux, C., y Wansley, J., 1987, Market Effects of Changes in the Standard & Poor's 500 Index, *Financial Review* 22(1), February, pp. 53-69.
- Lee, C., Radhakrishna, B., 2000, Inferring Investor Behavior: Evidence from TORQ data, *Journal of Financial Markets* 3, pp. 83-111.
- Lynch, A. y Mendenhall, R., 1997, New Evidence on Stock Effects Associated with Changes in the S&P 500 Index, *Journal of Business* 70, pp. 351-383.
- Polonchek, J., y Krehbiel, T., 1994, Price and Volume Effects Associated with Changes in the Dow Jones Averages, *Quarterly Review of Economics and Finance* 34(4), Winter, pp. 305-316.
- Shleifer, A., 1986, Do Demand Curves for Stock Slope Down ?, *Journal of Finance* 41, July, 579-590.
- Thomas, S., 1996, Consequences Boursieres de l'appartenance a un Indice, Working Paper, SBF, Bourse de Paris.
- Vijh, A., 1994, S&P Trading Strategies and Stock Betas, *Review of Financial Studies* 7, pp. 215-251.
- Woolridge, J.R., y Ghosh, C., 1986, Institutional Trading and Security Prices: The Case of Changes in the Composition of the S&P 500 Index, *Journal Financial Research* 9(1), Spring, pp.13-24.